

# **Hedonische Preisindizes für Transaktionen von Wohneigentum - dargestellt am Beispiel der Stadt Karlsruhe**

**Ein Beitrag zur Bereitstellung von Zeitreihen für die  
Marktwertermittlung und Marktprognose**

Zur Erlangung des akademischen Grades eines Doktors der  
Ingenieurwissenschaften von der Fakultät für  
Wirtschaftswissenschaften des Karlsruher Instituts für  
Technologie genehmigte

DISSERTATION

von

Dipl.-Wi.-Ing. Peter Michl

Karlsruhe 2018

Tag der mündlichen Prüfung: 22. Februar 2018

Referent: Professor Dr. Thomas Lützkendorf

Korreferent: Professor Dr. David Lorenz





Für Zohra

(für all die Liebe, das Verständnis und die  
Unterstützung)



# Inhaltsverzeichnis

<b>1</b>	<b>Einleitung</b>	<b>1</b>
<b>2</b>	<b>Bedeutung von Preisindizes für die Marktprognose und Wert- ermittlung</b>	<b>5</b>
2.1	Bedeutung hedonischer Preisindizes . . . . .	5
2.2	Notwendigkeit hedonischer Preisindizes . . . . .	17
2.3	Hedonische Ansätze im Überblick . . . . .	22
2.4	Zusammenfassung und Fazit . . . . .	32
<b>3</b>	<b>Machbarkeit von hedonischen Preisindizes für Wohneigentum in Karlsruhe</b>	<b>35</b>
3.1	Abgrenzung der Zielpopulation . . . . .	37
3.1.1	Festlegung der statistischen Einheit . . . . .	38
3.1.2	Festlegung der Schichtung . . . . .	40
3.1.3	Festlegung der Bezugsgröße . . . . .	46
3.1.4	Zusammenfassung und Fazit . . . . .	47
3.2	Kennzahlen der Erhebung . . . . .	49
3.2.1	Maximal erzielbarer Stichprobenumfang . . . . .	49
3.2.2	Tatsächlich erzielter Stichprobenumfang . . . . .	54
3.2.3	Ermittlung von Rücklaufquoten . . . . .	59
3.2.4	Zusammenfassung und Fazit . . . . .	62
3.3	Stichprobenplanung . . . . .	65
3.3.1	Planung nach Teststärke . . . . .	67
3.3.2	Planung nach Präzision . . . . .	75
3.3.3	Zusammenfassung und Fazit . . . . .	79
3.4	Machbarkeit . . . . .	81
3.4.1	Theoretische Machbarkeit . . . . .	83
3.4.2	Praktische Machbarkeit . . . . .	84
3.4.3	Zusammenfassung und Fazit . . . . .	86

3.5	Datenaufbereitung und Datenqualität . . . . .	88
3.5.1	Einfamilienhäuser . . . . .	88
3.5.2	Wohnungseigentum . . . . .	94
3.5.3	Zusammenfassung und Fazit . . . . .	107
3.6	Zusammenfassung und Fazit . . . . .	111
<b>4</b>	<b>Schätzung von hedonischen Preisindizes für Wohneigentum in Karlsruhe</b>	<b>117</b>
4.1	Einfamilienhäuser im Wiederverkauf . . . . .	130
4.1.1	Deskription und Exploration der Stichproben . .	130
4.1.2	Schätzung von Preisindizes nach dem TD-Ansatz	141
4.1.3	Schätzung von Preisindizes nach dem TA-Ansatz	153
4.1.4	Schätzung von Preisindizes nach dem RW-Ansatz	159
4.1.5	Zusammenfassung und Fazit . . . . .	166
4.2	Wohnungseigentum im Wiederverkauf . . . . .	170
4.2.1	Deskription und Exploration der Stichproben . .	170
4.2.2	Schätzung von Preisindizes nach dem TD-Ansatz	177
4.2.3	Schätzung von Preisindizes nach dem TA-Ansatz	190
4.2.4	Schätzung von Preisindizes nach dem RW-Ansatz	196
4.2.5	Zusammenfassung und Fazit . . . . .	203
4.3	Wohnungseigentum im Erstverkauf . . . . .	206
4.3.1	Deskription und Exploration der Stichproben . .	206
4.3.2	Schätzung von Preisindizes nach dem TD-Ansatz	212
4.3.3	Schätzung von Preisindizes nach dem TA-Ansatz	224
4.3.4	Schätzung von Preisindizes nach dem RW-Ansatz	230
4.3.5	Zusammenfassung und Fazit . . . . .	234
4.4	Zusammenfassung und Fazit . . . . .	236
<b>5</b>	<b>Fazit und Ausblick</b>	<b>239</b>
	<b>Literaturverzeichnis</b>	<b>243</b>

# Abbildungsverzeichnis

1.1	Aufbau und Struktur der Arbeit . . . . .	3
2.1	Statistisches Modell des langfristigen simultanen Gleichgewichts auf relevanten Teilmärkten des Wohnimmobilienmarktes bei vollkommenem Wettbewerb . . . . .	7
2.2	Schematische Darstellung der Marktanpassung bei einer Reduktion des Kapitalisierungszinssatzes. . . . .	12
2.3	Schematische Darstellung der Marktanpassung bei einer Steigerung der Nachfrage am Mietmarkt . . . . .	13
2.4	Schematische Darstellung der Marktanpassung bei einer Steigerung der Herstellungskosten . . . . .	14
2.5	Statisches Marktmodell als Ausgangsbasis ökonometrischer Anwendungen . . . . .	15
3.1	Logik und Struktur der Machbarkeitsanalyse . . . . .	35
3.2	Abgrenzung der statistischen Einheit eines Preisindex für Wohneigentum im Vergleich zur Struktur des Bestands gemäß Mikrozensus 2011 im Stadtgebiet Karlsruhe . . . . .	39
3.3	Typologien nationaler Preisindizes für Wohneigentum in der amtlichen Statistik . . . . .	40
3.4	Schichtung der Zielpopulation in Abhängigkeit von der Wahl der statistischen Einheit . . . . .	43
3.5	Festlegung der Bezugsgröße der Zielpopulation . . . . .	46
3.6	Abgrenzung der Auswahlpopulation . . . . .	50
3.7	Prüfung der Klassifikation der Rohdaten . . . . .	51
3.8	Überführung der Rohdaten in die Struktur der Analyse . . . . .	51
3.9	Ermittlung der Netto-Stichprobe . . . . .	55
3.10	Teilmengen der Brutto-Stichprobe zur Ermittlung von Rücklaufquoten . . . . .	60



- 3.11 Testentscheidung als Ereignisbaum und Bestimmung der A-posteriori-Wahrscheinlichkeiten der Fehler . . . . . 67
- 3.12 Mindestumfang der Stichprobe pro Periode  $N_{min}/t$  beim SP-Ansatz (TA-Ansatz) mit  $K = 17$  ( $K = 18$ ) Variablen für den verallgemeinerten F-Test in Abhängigkeit von der Effektstärke  $f^2$  und der Anzahl getesteter Variablen  $p$  zur Absicherung einer Teststärke  $(1 - \beta) = 80\%$  bei einem Signifikanzniveau  $\alpha = 5\%$  . . . . . 71
- 3.13 Mindestumfang der Stichprobe pro Periode  $N_{min}/t$  (unter der Annahme  $\rho_K^2 = \rho_k^2$ ) beim SP-Ansatz (TA-Ansatz) mit  $K = 17$  ( $K = 18$ ) Variablen für den Test mit  $H_0 : b_k = 0$  bei einem Signifikanzniveau  $\alpha = 5\%$  in Abhängigkeit von dem standardisierten Koeffizienten  $\beta_k$  und der gewünschten Teststärke (power) . . . . . 74
- 3.14 Mindestumfang der Stichprobe pro Periode  $N_{min}/t$  beim SP-Ansatz (TA-Ansatz) mit  $K = 17$  ( $K = 18$ ) Variablen für den Test  $H_0 : \rho_K^2 = 0$  mit  $\alpha = 5\%$  in Abhängigkeit von der gewünschten Teststärke  $(1 - \beta)$  und der vermuteten Effektstärke  $\rho_K^2$  . . . . . 75
- 3.15 Mindestumfang der Stichprobe pro Periode  $N_{min}/t$  beim SP-Ansatz (TA-Ansatz) mit  $K = 17$  ( $K = 18$ ) Variablen in Abhängigkeit vom Bestimmtheitsmaß  $\rho_K^2$  damit das 95%-Konfidenzintervall bezüglich  $\rho_K^2$  eine Breite von  $w = 0.01, 0.1$  oder  $0.2$  mit einer Wahrscheinlichkeit  $\gamma = 99\%$  nicht überschreitet . . . . . 77
- 3.16 Mindestumfang der Stichprobe pro Periode  $N_{min}/t$  (unter der Annahme  $\rho_K^2 = \rho_k^2$ ) beim SP-Ansatz (TA-Ansatz) mit  $K = 17$  ( $K = 18$ ) Variablen in Abhängigkeit vom Betrag des standardisierten Koeffizienten  $|\beta_k|$  damit das 95%-Konfidenzintervall bezüglich  $\beta_k$  eine Breite von  $w = 0.05, 0.1$  oder  $0.2$  mit einer Wahrscheinlichkeit  $\gamma = 99\%$  nicht überschreitet . . . . . 78
- 3.17 Bewertung der theoretischen Machbarkeit von Preisindizes für einzelne Schichten der Zielpopulation auf Basis des jährlichen Umfangs der theoretisch maximal erzielbaren Netto-Stichprobe . . . . . 83

3.18	Bewertung der praktischen Machbarkeit von Preisindizes für einzelne Schichten der Zielpopulation auf Basis des jährlichen Umfangs der tatsächlich maximal erzielten Netto-Stichprobe . . . . .	85
3.19	Evaluation des Vorliegens des Messfehlers bezüglich der Anzahl Wohneinheiten im Gebäude . . . . .	102
4.1	Vorgehensweise zur Schätzung der Preisindexreihen für Einfamilienhäuser im Wiederverkauf sowie Wohnungen im Erst- und Wiederverkauf . . . . .	118
4.2	Verteilung des Kaufpreises für Einfamilienhäuser im Wiederverkauf von 2001 bis 2014 . . . . .	132
4.3	Verteilung der Wohnfläche für Einfamilienhäuser im Wiederverkauf von 2001 bis 2014 . . . . .	133
4.4	Streudiagramm des Kaufpreises gegen die Wohnfläche für Einfamilienhäuser im Wiederverkauf von 2001 bis 2014 . . . . .	133
4.5	Verteilung der Grundstücksfläche für Einfamilienhäuser im Wiederverkauf von 2001 bis 2014 . . . . .	134
4.6	Streudiagramm des Kaufpreises gegen die Grundstücksfläche für Einfamilienhäuser im Wiederverkauf von 2001 bis 2014 . . . . .	135
4.7	Verteilung des Baualters für Einfamilienhäuser im Wiederverkauf von 2001 bis 2014 . . . . .	136
4.8	Streudiagramm des Kaufpreises gegen das Baualter für Einfamilienhäuser im Wiederverkauf von 2001 bis 2014 . . . . .	137
4.9	Boxplots der Verteilung des Kaufpreises und des logarithmierten Kaufpreises für Einfamilienhäuser im Wiederverkauf von 2001 bis 2014, gruppiert nach den Kategorien der kategorialen Variablen . . . . .	140
4.10	Studentisierte Residuen gegen die geschätzten Werte für Modelle nach CV und das lineare Modell bei Einfamilienhäusern im Wiederverkauf . . . . .	143
4.11	Preisindexreihe gemäß dem TD-Ansatz für Einfamilienhäuser im Wiederverkauf von 2001 bis 2014 gegenüber dem Basisjahr 2001 . . . . .	147
4.12	Grundlegende diagnostische Diagramme zum finalen Modell beim TD-Ansatz für Einfamilienhäuser im Wiederverkauf vor und nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer . . . . .	150

4.13	Studentisierte und partielle Residuen gegen metrische unabhängige Variablen des finalen Modells beim TD-Ansatz für Einfamilienhäuser im Wiederverkauf vor und nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer . . . . .	151
4.14	Boxplots studentisierter Residuen, gruppiert nach Kategorien der kategorialen unabhängigen Variablen des finalen Modells beim TD-Ansatz für Einfamilienhäuser im Wiederverkauf vor und nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer	152
4.15	Preisindexreihe gemäß dem TA-Ansatz für Einfamilienhäuser im Wiederverkauf von 2001 bis 2014 gegenüber dem Basisjahr 2001 . . . . .	159
4.16	Preisindexreihe gemäß dem RW-Ansatz für Einfamilienhäuser im Wiederverkauf von 2001 bis 2014 gegenüber dem Basisjahr 2014 . . . . .	165
4.17	Vergleich der Preisindexreihen auf Basis des TD-, TA- und RW-Ansatzes für Einfamilienhäuser im Wiederverkauf von 2001 bis 2014 gegenüber dem Basisjahr 2001 . . . . .	169
4.18	Verteilung des Kaufpreises für Wohnungen im Wiederverkauf von 2001 bis 2014 . . . . .	172
4.19	Verteilung der Wohnfläche für Wohnungen im Wiederverkauf von 2001 bis 2014 . . . . .	172
4.20	Streudiagramm des Kaufpreises gegen die Wohnfläche für Wohnungen im Wiederverkauf von 2001 bis 2014 . . . . .	173
4.21	Verteilung des Baualters für Wohnungen im Wiederverkauf von 2001 bis 2014 . . . . .	174
4.22	Streudiagramm des Kaufpreises gegen das Baualter für Wohnungen im Wiederverkauf von 2001 bis 2014 . . . . .	174
4.23	Boxplots der Verteilung des Kaufpreises und des logarithmierten Kaufpreises für Wohnungen im Wiederverkauf von 2001 bis 2014, gruppiert nach Kategorien der kategorialen Variablen . . . . .	176
4.24	Studentisierte Residuen gegen die geschätzten Werte für Modelle nach CV und das lineare Modell bei Wohnungen im Wiederverkauf . . . . .	180
4.25	Preisindexreihe gemäß dem TD-Ansatz für Wohnungen im Wiederverkauf von 2001 bis 2014 gegenüber dem Basisjahr 2001 . . . . .	185

4.26	Grundlegende diagnostische Diagramme zum finalen Modell beim TD-Ansatz für Wohnungen im Wiederverkauf vor und nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer . . . . .	187
4.27	Studentisierte und partielle Residuen gegen metrische unabhängige Variablen des finalen Modells beim TD-Ansatz für Wohnungen im Wiederverkauf vor und nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer . . . . .	188
4.28	Boxplots studentisierter Residuen gruppiert nach Kategorien der kategorialen unabhängigen Variablen des finalen Modells beim TD-Ansatz für Wohnungen im Wiederverkauf vor und nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer . . . . .	189
4.29	Preisindexreihe gemäß dem TA-Ansatz für Wohnungen im Wiederverkauf von 2001 bis 2014 gegenüber dem Basisjahr 2001 . . . . .	196
4.30	Preisindexreihe gemäß dem RW-Ansatz für Wohnungen im Wiederverkauf von 2001 bis 2014 gegenüber dem Basisjahr 2001 . . . . .	202
4.31	Vergleich der Preisindexreihen auf Basis des TD-, TA- und RW-Ansatzes für Wohnungen im Wiederverkauf von 2001 bis 2014 gegenüber dem Basisjahr 2001 . . . . .	205
4.32	Verteilung des Kaufpreises für Wohnungen im Erstverkauf von 2001 bis 2014 . . . . .	208
4.33	Verteilung der Wohnfläche für Wohnungen im Erstverkauf von 2001 bis 2014 . . . . .	209
4.34	Streudiagramm des Kaufpreises gegen die Wohnfläche für Wohnungen im Erstverkauf von 2001 bis 2014 . . . . .	209
4.35	Boxplots der Verteilung des Kaufpreises und des logarithmierten Kaufpreises für Wohnungen im Erstverkauf von 2001 bis 2014, gruppiert nach Kategorien der kategorialen Variablen . . . . .	211
4.36	Studentisierte Residuen gegen die geschätzten Werte für Modelle nach CV und das lineare Modell bei Wohnungen im Erstverkauf . . . . .	215
4.37	Preisindexreihe gemäß TD-Ansatz für Wohnungen im Erstverkauf von 2001 bis 2014 gegenüber dem Basisjahr 2001 . . . . .	220
4.38	Grundlegende diagnostische Diagramme zum finalen Modell beim TD-Ansatz für Wohnungen im Erstverkauf vor und nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer . . . . .	221

---

4.39	Studentisierte und partielle Residuen gegen metrische unabhängige Variablen des finalen Modells beim TD-Ansatz für Wohnungen im Erstverkauf vor und nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer . . . . .	222
4.40	Boxplots studentisierter Residuen, gruppiert nach Kategorien der kategorialen unabhängigen Variablen des finalen Modells beim TD-Ansatz für Wohnungen im Erstverkauf vor und nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer . . . .	223
4.41	Preisindexreihe gemäß dem TA-Ansatz für Wohnungen im Erstverkauf von 2001 bis 2014 gegenüber dem Basisjahr 2001 . . . . .	229
4.42	Preisindexreihe gemäß RW-Ansatz für Wohnungen im Erstverkauf von 2001 bis 2014 gegenüber dem Basisjahr 2001	233
4.43	Vergleich der Preisindexreihen auf Basis des TD-, TA- und RW-Ansatzes für Wohnungen im Erstverkauf von 2001 bis 2014 gegenüber dem Basisjahr 2001 . . . . .	236

# Tabellenverzeichnis

2.1	Klassische Elementarpreisindexformeln . . . . .	20
2.2	Definition des hypothetischen und tatsächlichen Wertes des Warenkorbes der Basis- und Berichtsperiode bei hedonischen Preisindizes . . . . .	24
2.3	Definition hedonischer Indizes nach dem Konzept von Laspeyres, Paasche und Fisher in Analogie zur klassischen Indextheorie . . . . .	25
2.4	Hedonischer Preisindex nach Laspeyres bei Anwendung des SP-Ansatzes in Abhängigkeit von der funktionalen Form . . . . .	28
3.1	Umsetzung der Pflicht gemäß § 198 (1) BauGB zur Einrichtung eines Oberen Gutachterausschusses oder einer Zentralen Geschäftsstelle nach Bundesländern . . . . .	45
3.2	Verteilung des jährlichen Umfangs der Transaktionen im Betrachtungszeitraum 2001 bis 2014 nach Schichten der Zielpopulation . . . . .	52
3.3	Verteilung des jährlichen Umfangs der Auswahlpopulation im Betrachtungszeitraum 2001 bis 2014 nach Schichten der Zielpopulation . . . . .	53
3.4	Vollständigkeit der Antworten nach Variablen und Fällen aggregiert über den Betrachtungszeitraum 2001 bis 2014 . . . . .	56
3.5	Verteilung des jährlichen Umfangs der Antworten im Betrachtungszeitraum 2001 bis 2014 nach Schichten der Zielpopulation . . . . .	57
3.6	Verteilung des jährlichen Umfangs der vollständigen Antworten im Betrachtungszeitraum 2001 bis 2014 nach Schichten der Zielpopulation . . . . .	58
3.7	Abschätzung der mittleren jährlichen Rücklaufquoten . . . . .	61
3.8	Zusammenfassung der Kenngrößen der Erhebung . . . . .	63

3.9	Szenarien zur Stichprobenplanung im Rahmen der multiplen linearen Regression . . . . .	65
3.10	Technische und praktische Mindestanforderungen an den Stichprobenumfang pro Jahr in Abhängigkeit von dem hedonischen Ansatz und der Periodizität des Preisindex . .	82
3.11	Fehlende Werte in relevanten Variablen und Hilfsvariablen bei Einfamilienhäusern vor der Behandlung fehlender Werte . . . . .	89
3.12	Verteilung der Anzahl Vollgeschosse und der Wohnfläche bei Einfamilienhäusern in Abhängigkeit von der Gebäudestellung . . . . .	90
3.13	Prüfung der Angaben zu Dachform und Dachgeschossausbau auf Konsistenz und Korrektur inkonsistenter Angaben bei Einfamilienhäusern . . . . .	92
3.14	Prüfung der Angaben zum Flachdach auf Konsistenz und Imputation fehlender Angaben zu Dachform und -ausbau bei Einfamilienhäusern . . . . .	93
3.15	Fehlende Werte in relevanten Variablen und Hilfsvariablen bei Wohnungen vor der Behandlung fehlender Werte . .	95
3.16	Fehlende Werte in Variablen zum Gebäude vor und nach Fallabgleich von Wohnungen im selben Gebäude . . . .	96
3.17	Angaben zum Aufzug in Abhängigkeit vom Baujahr und der Anzahl Vollgeschosse vor und nach Prüfung auf Konsistenz und Behandlung fehlender Werte . . . . .	98
3.18	Verteilung der Wohnungen nach Gebäudegröße in der Stichprobe im Vergleich zum Bestand gemäß Mikrozensus 2011	100
3.19	Definition von Alternativen zur Beschreibung der Gebäudeart . . . . .	103
3.20	Probleme bei der Operationalisierung der Qualität der Lage der Wohnung im Gebäude im aktuellen Datenmodell . .	106
3.21	Fehlende Werte in relevanten Variablen bei Einfamilienhäusern und Wohnungen vor der Behandlung fehlender Werte	108
4.1	Verteilung der Variablen in der aggregierten Stichprobe für Einfamilienhäuser im Wiederverkauf von 2001 bis 2014 .	131
4.2	Mindestbelegung der Kategorien für Einfamilienhäuser im Wiederverkauf von 2001 bis 2014 . . . . .	139

---

4.3	Aggregierte Stichprobe beim TD-Ansatz für Einfamilienhäuser im Wiederverkauf . . . . .	141
4.4	Wahl der funktionalen Form für Einfamilienhäuser im Wiederverkauf . . . . .	143
4.5	Maximalmodell mit bester funktionaler Form beim TD-Ansatz für Einfamilienhäuser im Wiederverkauf vor und nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer . . . . .	144
4.6	Schätzfunktionen, Anpassungsfaktoren und Preisindizes für Einfamilienhäuser im Wiederverkauf, abgeleitet aus dem finalen Modell beim TD-Ansatz . . . . .	146
4.7	Verallgemeinerte Varianzinflationsfaktoren der unabhängigen Variablen im finalen Modell beim TD-Ansatz für Einfamilienhäuser im Wiederverkauf vor und nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer . . . . .	149
4.8	Teilstichproben beim TA-Ansatz für Einfamilienhäuser im Wiederverkauf nach Ausschluss von Kategorien mit unzureichender Belegung . . . . .	153
4.9	Zusammenfassung der Modelle beim TA-Ansatz für Einfamilienhäuser im Wiederverkauf vor und nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer . . . . .	155
4.10	Verteilung der Kenngrößen der Modelle beim TA-Ansatz nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer für Einfamilienhäuser im Wiederverkauf . . . . .	158
4.11	Teilstichproben beim RW-Ansatz für Einfamilienhäuser im Wiederverkauf . . . . .	160
4.12	Zusammenfassung der Modelle beim RW-Ansatz für Einfamilienhäuser im Wiederverkauf vor und nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer . . . . .	161
4.13	Verteilung der Kenngrößen der Modelle beim RW-Ansatz nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer für Einfamilienhäuser im Wiederverkauf . . . . .	163
4.14	Schätzfunktionen, Anpassungsfaktoren und Preisindizes für Einfamilienhäuser im Wiederverkauf, abgeleitet aus dem Basismodell ( $t = 2001$ ) bei Anwendung des RW-Ansatzes . . . . .	164
4.15	Zusammenfassender Vergleich der Ergebnisse auf Basis des TD-, RW- und TA-Ansatzes für Einfamilienhäuser im Wiederverkauf . . . . .	167



---

4.16	Verteilung der Variablen in der aggregierten Stichprobe für Wohnungen im Wiederverkauf von 2001 bis 2014 . . . . .	171
4.17	Mindestbelegung der Kategorien für Wohnungen im Wiederverkauf von 2001 bis 2014 . . . . .	175
4.18	Aggregierte Stichprobe beim TD-Ansatz für Wohnungen im Wiederverkauf . . . . .	178
4.19	Wahl der funktionalen Form für Wohnungen im Wiederverkauf . . . . .	179
4.20	Maximalmodell mit bester funktionaler Form beim TD-Ansatz für Wohnungen im Wiederverkauf vor und nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer . . . . .	181
4.21	Finales Modell gemäß TD-Ansatz für Wohnungen im Wiederverkauf vor und nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer . . . . .	183
4.22	Schätzfunktionen, Anpassungsfaktoren und Preisindizes für Wohnungen im Wiederverkauf, abgeleitet aus dem finalen Modell beim TD-Ansatz . . . . .	184
4.23	Verallgemeinerte Varianzinflationsfaktoren der unabhängigen Variablen im finalen Modell beim TD-Ansatz für Wohnungen im Wiederverkauf vor und nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer . . . . .	190
4.24	Teilstichproben beim TA-Ansatz für Wohnungen im Wiederverkauf nach Ausschluss von Kategorien mit unzureichender Belegung . . . . .	191
4.25	Zusammenfassung der Modelle beim TA-Ansatz für Wohnungen im Wiederverkauf vor und nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer . . . . .	192
4.26	Verteilung der Kenngrößen der Modelle beim TA-Ansatz nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer für Wohnungen im Wiederverkauf . . . . .	195
4.27	Teilstichproben beim RW-Ansatz für Wohnungen im Wiederverkauf . . . . .	197
4.28	Zusammenfassung der Modelle beim RW-Ansatz für Wohnungen im Wiederverkauf vor und nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer . . . . .	198
4.29	Verteilung der Kenngrößen der Modelle nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer beim RW-Ansatz für Wohnungen im Wiederverkauf . . . . .	200

---

4.30	Schätzfunktionen, Anpassungsfaktoren und Preisindizes für Wohnungen im Wiederverkauf, abgeleitet aus dem Basismodell ( $t = 2001$ ) bei Anwendung des RW-Ansatzes . . .	201
4.31	Zusammenfassender Vergleich der Ergebnisse auf Basis des TD-, RW- und TA-Ansatzes für Wohnungen im Wiederverkauf . . . . .	204
4.32	Verteilung der Variablen in der aggregierten Stichprobe für Wohnungen im Erstverkauf von 2001 bis 2014 . . . . .	207
4.33	Mindestbelegung der Kategorien für Wohnungen im Erstverkauf von 2001 bis 2014 . . . . .	210
4.34	Aggregierte Stichprobe beim TD-Ansatz für Wohnungen im Erstverkauf . . . . .	213
4.35	Wahl der funktionalen Form für Wohnungen im Erstverkauf . . . . .	214
4.36	Maximalmodell mit bester funktionaler Form beim TD-Ansatz für Wohnungen im Erstverkauf vor und nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer . . . . .	216
4.37	Finales Modell gemäß TD-Ansatz für Wohnungen im Erstverkauf vor und nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer	218
4.38	Schätzfunktionen, Anpassungsfaktoren und Preisindizes für Wohnungen im Erstverkauf, abgeleitet aus dem finalen Modell beim TD-Ansatz . . . . .	219
4.39	Verallgemeinerte Varianzinflationsfaktoren der unabhängigen Variablen im finalen Modell beim TD-Ansatz für Wohnungen im Erstverkauf vor und nach dem Ausschluss einflussreicher Ausreißer . . . . .	224
4.40	Teilstichproben beim TA-Ansatz für Wohnungen im Erstverkauf nach Ausschluss von Kategorien mit unzureichender Belegung . . . . .	225
4.41	Zusammenfassung der Modelle beim TA-Ansatz für Wohnungen im Erstverkauf vor und nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer . . . . .	226
4.42	Verteilung der Kenngrößen der Modelle beim TA-Ansatz nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer für Wohnungen im Erstverkauf . . . . .	228
4.43	Teilstichproben beim RW-Ansatz für Wohnungen im Erstverkauf . . . . .	230

4.44	Zusammenfassung der Modelle beim RW-Ansatz für Wohnungen im Erstverkauf vor und nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer . . . . .	231
4.45	Schätzfunktionen, Anpassungsfaktoren und Preisindizes für Wohnungen im Erstverkauf, abgeleitet aus dem Basismodell ( $t = 2001$ ) bei Anwendung des RW-Ansatzes . . . . .	232
4.46	Zusammenfassender Vergleich der Ergebnisse auf Basis des TD-, RW- und TA-Ansatzes für Wohnungen im Erstverkauf	235

# Vorwort

Diese Dissertation entstand begleitend zu meiner Tätigkeit als wissenschaftlicher Mitarbeiter am Lehrstuhl Ökonomie und Ökologie des Wohnungsbaus des Karlsruher Instituts für Technologie und in Kooperation mit dem Gutachterausschuss der Stadt Karlsruhe.

Ohne die Unterstützung einer Vielzahl liebevoller Menschen wäre diese Arbeit unmöglich gewesen. Ihnen möchte ich an dieser Stelle ausdrücklich danken:

Mein Dank gilt zunächst Herrn Dr. Michael Mürle als Vorsitzender des Gutachterausschusses der Stadt Karlsruhe. Ohne dessen Vertrauen, moralische und organisatorische Unterstützung sowie Motivation wäre diese Arbeit unmöglich gewesen. Mein Dank gilt weiterhin einigen Mitarbeitern des Gutachterausschusses der Stadt Karlsruhe: Herrn Rüdiger Huck, Herrn Alexander Dörr und Frau Heike Drasl für die Beantwortung von Rückfragen zum Datenmodell im Vorfeld des Datenexports sowie Herrn Marc-Simon Vetter für den Datenexport und die Beantwortung hierbei aufgetretener Rückfragen.

Meinem Doktorvater Herrn Professor Dr. Thomas Lützkendorf sowie meinem Korreferenten Herrn Professor Dr. David Lorenz danke ich für die Diskussionsbereitschaft und die Unterstützung im Rahmen des Promotionsvorhabens. Unabhängig davon danke ich beiden für die stets angenehme Zusammenarbeit in Forschung und Lehre während meiner Tätigkeit als wissenschaftlicher Mitarbeiter.

Meinen Eltern Elfriede und Johann sowie meinem älteren Bruder Thomas danke ich, dass Sie mit Ihrer Erziehung, Begleitung und Unterstützung den Grundstein dafür legten, dass ich überhaupt kommen konnte.

Ein besonderer Dank gilt auch meinen engen Freunden Jonathan Denner, Dr. Michael Fischer, Dr. Michael Schuhmacher, Christian Koslowski, Markus Göhler und Poya Hamidavi. Sie erzwangen stets zur richtigen Zeit die richtige abendliche Ablenkung in der Schreibphase und ermutigten mich auf Ihre jeweils individuelle Art zum Abschluss der Promotion. Darüber hinaus danke ich Jonathan Denner für die intensive moralische Unterstützung in der Endphase der Promotion und Frau Sigrid Englert für die rasche Durchsicht des Manuskriptes.

Udenkbar wäre das Schreiben dieser Arbeit ohne meine Partnerin Zohra gewesen. Sie ertrug meine zeitweise Abwesenheit und schwankende Stimmung innerhalb der Schreibphase mit viel Geduld und Verständnis und war mir mit Ihrem sonnigen Gemüt stets ein Lichtblick. Sie hat immer an mich geglaubt, mich stets in allen Situationen unterstützt und ermutigt. Ihr ist daher diese Arbeit gewidmet.

Karlsruhe, April 2018

Peter Michl

# 1 Einleitung

Erfahrungen aus der Immobilien- und Finanzkrise führten auf EU-Ebene zur Entwicklung von methodischen Standards für einen harmonisierten nationalen Häuserpreisindex als Preisindex der Transaktionen von Wohneigentum. Dieser ist seit dem Jahr 2013, rückwirkend ab dem Jahr 2012, quartalsweise von allen EU-Mitgliedstaaten verpflichtend zu ermitteln und gilt seither als Schlüsselindikator der allgemeinen wirtschaftlichen Entwicklung sowie der Stabilität des Finanzsystems. Bis dato wurde seitens der Finanzwirtschaft stets der Bedarf an unterjährigen und regionalen Preisindizes für Transaktionen von Wohneigentum betont.<sup>1</sup>

Die Preisentwicklung von Wohneigentum ist jedoch teilweise von exogenen Variablen abhängig, die sich regional unterschiedlich entwickeln, sodass Wohnimmobilienmärkte stets regionale Märkte darstellen. Für die Marktprognose und Marktwertermittlung und damit für die Finanzwirtschaft, Investoren und die lokale Wohnungspolitik sind deshalb vor allem regionale Preisindizes erforderlich. Das Statistische Bundesamt ist sich dessen bewusst und kündigte bereits im Jahre 2008 die Prüfung der Machbarkeit einer Regionalisierung des Häuserpreisindex an.<sup>2</sup> Eine Regionalisierung erfolgte jedoch bislang nicht und ist aktuell auch nicht zur Erfüllung europäischer Berichtspflichten erforderlich.

Deshalb besteht das Hauptanliegen der vorliegenden Arbeit in der Analyse der Machbarkeit regionaler hedonischer Preisindizes für einzelne Schichten der Transaktionen von Wohneigentum im Stadtgebiet Karlsruhe sowie in deren Schätzung. Die Arbeit leistet damit einen Beitrag zur Bereitstellung erforderlicher Zeitreihen für die Marktprognose und Marktwertermittlung im Stadtgebiet Karlsruhe. Aufgrund der Tatsache, dass das Stadtgebiet

---

<sup>1</sup>Vgl. u. a. DECHENT 2011, DECHENT 2008a und HOFFMANN/LORENZ 2006.

<sup>2</sup>Vgl. DECHENT 2008a.

Karlsruhe einen Stadtkreis auf der Ebene der Stadt- und Landkreise sowie kreisfreier Städte darstellt, werden zudem auch allgemeine Probleme im Hinblick auf die Regionalisierung des Häuserpreisindex ersichtlich.

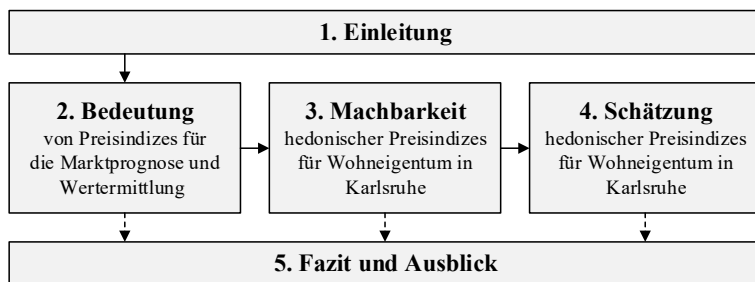
Grundlage der Arbeit sind vom Gutachterausschuss der Stadt Karlsruhe erhobene und zum Zweck dieser Arbeit zur Verfügung gestellte Daten zu allen Transaktionen von Ein- und Mehrfamilienhäusern sowie Wohnungen, die von 2001 bis 2014 im Stadtgebiet Karlsruhe erfolgten. Zentrale Forschungsfragen sind:

- (1) Sind hedonische Preisindexreihen für alle oder nur einzelne relevante Teilmärkte der Transaktionen von Wohneigentum theoretisch auf Grund des Umfangs der Transaktionen und/oder praktisch auf Grund des Umfangs der Erhebung des Gutachterausschusses Karlsruhe machbar?
- (2) Welcher hedonische Ansatz und welche Periodizität sind ggf. für die Schätzung hedonischer Preisindexreihen zu wählen, um die wesentlichen Informationsbedürfnisse aus Sicht der Marktwertermittlung zu befriedigen?
- (3) Wie stellt sich die Preisentwicklung an Hand der geschätzten Preisindexreihen in den einzelnen Teilmärkten der Transaktionen von Wohneigentum in Karlsruhe im Betrachtungszeitraum 2001 bis 2014 dar?

Abbildung 1.1 gibt die Struktur und den Aufbau der Arbeit wieder. Die Arbeit besteht aus fünf Kapiteln, darunter die Einleitung und ein Schlussteil sowie ein Hauptteil, bestehend aus drei Kapiteln.

Im *ersten Kapitel* des Hauptteils wird die Bedeutung von Preisindizes für die Marktprognose und Marktwertermittlung erläutert, die Notwendigkeit hedonischer Preisindizes begründet und es werden unterschiedliche Ansätze zu deren Schätzung als methodische Grundlagen der Arbeit eingeführt.

Im *zweiten Kapitel* des Hauptteils folgt eine systematische Analyse der Machbarkeit hedonischer Preisindizes für einzelne Schichten der Transaktionen von Wohneigentum im Stadtgebiet Karlsruhe. Abschließende Anmerkungen zur Aufbereitung und Qualität der für deren spätere Schätzung erforderlichen Daten runden das Kapitel ab. Insgesamt ergeben sich hieraus



**Abbildung 1.1:** Aufbau und Struktur der Arbeit

Aussagen zur Machbarkeit, Empfehlungen bezüglich der künftigen Anwendung und Erhebung sowie zur Verbesserung des aktuellen Datenmodells des Gutachterausschusses der Stadt Karlsruhe.

Im *dritten Kapitel* des Hauptteils folgt die Schätzung von Preisindizes für einzelne Schichten der Transaktionen von Wohneigentum im Stadtgebiet Karlsruhe. Dabei werden für jede Schicht Preisindexreihen auf Basis verschiedener hedonischer Ansätze geschätzt und diese anschließend miteinander verglichen. Neben der Bereitstellung von Preisindexreihen werden anhand der Anwendung die Vor- und Nachteile der unterschiedlichen Ansätze sowie auch aktuelle Probleme im Datenmodell des Gutachterausschusses ersichtlich.

Im *Schlussenteil* werden wesentliche Ergebnisse der Arbeit zusammengefasst und es wird auf weitere künftige Herausforderungen in Bezug auf die Ableitung hedonischer Preisindizes sowie allgemein in Bezug auf die Verbesserung der Wohnimmobilienmarktstatistik in Karlsruhe eingegangen.





# **2 Bedeutung von Preisindizes für die Marktprognose und Wertermittlung**

Das primäre Ziel dieser Arbeit ist die Analyse der Machbarkeit und die Schätzung hedonischer Preisindizes für Transaktionen von Wohneigentum im Stadtgebiet Karlsruhe als Beitrag zur Bereitstellung erforderlicher Zeitreihen für die Marktprognose und die (Markt-)Wertermittlung. In diesem Kapitel erfolgt deshalb zunächst eine kurze Erläuterung der Bedeutung von Preisindizes für die Marktprognose und Wertermittlung (Abschnitt 2.1), die Begründung der Notwendigkeit hedonischer Preisindizes (Abschnitt 2.2) sowie eine Einführung hedonischer Ansätze zur Schätzung von Preisindizes (Abschnitt 2.3) als methodische Grundlagen für die folgenden Kapitel. Abschließend werden für die Arbeit wesentliche Ergebnisse zusammengefasst (Abschnitt 2.4).

## **2.1 Bedeutung hedonischer Preisindizes**

Dieser Abschnitt gibt einen groben konzeptionellen Überblick über die Grundlagen der Preisbildung auf und über die Modellierung von Wohnungsmarkten. Ziel ist es insbesondere darzulegen, dass in Karlsruhe sowie auf regionaler Ebene allgemein das größte Problem im Hinblick auf die Marktprognose und die Wertermittlung darin besteht, dass lange Indexreihen zur Mietpreis-, Kaufpreis- und Bodenpreisentwicklung aktuell nicht verfügbar sind. Mit der Analyse der Machbarkeit sowie der Schätzung von Kaufpreisindizes leistet die vorliegende Arbeit damit einen Beitrag zur Verbesserung erforderlicher Datengrundlagen.

Die Preisbildung von Immobilien ist deutlich komplexer als für die meisten anderen Güter. Dies liegt insbesondere daran, dass Immobilienmärkte im Allgemeinen und Wohnimmobilienmärkte im Speziellen als ein System voneinander abhängiger Teilmärkte zu charakterisieren sind.

„Supply and demand analysis for property markets is rather more complicated than given in standard introductory microeconomics texts, because the property market is best conceived as made up of several interlinked markets.“ (BALL/LIZIERI/MACGREGOR 1998, S. 20)

Die Marktprognose erfordert die Berücksichtigung der Abhängigkeiten zwischen den Teilmärkten. Die Ausgangsbasis der Marktmodellierung ist deshalb zunächst ein vereinfachtes statisches Modell des langfristigen simultanen Gleichgewichts auf den verschiedenen Teilmärkten bei vollkommenem Wettbewerb. Ein solches Modell illustriert wesentliche Zusammenhänge zwischen den Teilmärkten und gibt damit bereits wesentliche Strukturgleichungen und erforderliche Variablen als Grundlage komplexerer dynamischer Modelle zur Marktprognose vor.<sup>1</sup>

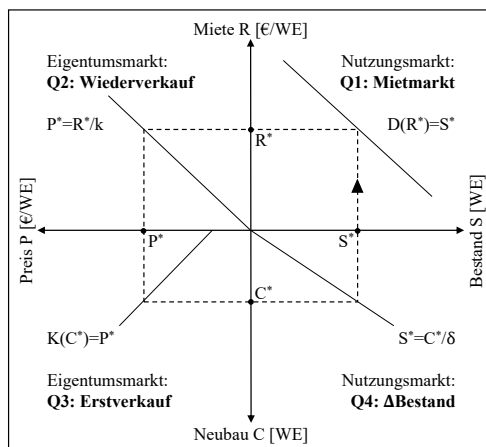
Das wohl bekannteste dieser Modelle ist das 4-Quadranten-Modell nach DiPASQUALE/WHEATON (1992b, 1996). Abbildung 2.1 gibt die Struktur des Modells wieder. Prinzipiell stellt das Modell die Beziehungen zwischen drei Teilmärkten und dem Bestand an Wohneinheiten im langfristigen simultanen Gleichgewicht bei vollkommenem Wettbewerb als Beziehungen zwischen vier Quadranten dar. Diese werden zunächst kurz erläutert und anschließend die Anwendung des Modells für komparativ-statische Analysen skizziert, um die Wechselwirkungen zwischen den Teilmärkten bei exogenen Schocks zu verdeutlichen.<sup>2</sup>

Der *erste Quadrant* (Q1) beschreibt das Gleichgewicht auf dem *Mietmarkt*. Auf diesem erfolgt der Handel von Nutzungsrechten an bestehenden Wohneinheiten zwischen Eigentümern als Vermieter und privaten Haushalten als Mieter. Die Unterscheidung zwischen Vermieter und Mieter ist rein analytisch. Eigentümer, die zugleich Nutzer sind, vermieten fiktiv an

---

<sup>1</sup>Für einen Überblick über statische Modelle sei u. a. auf KEOGH 1994, FISHER/HUDSON-WILSON/WURTZEBACH 1993 und DiPASQUALE/WHEATON 1992b verwiesen.

<sup>2</sup>DiPASQUALE/WHEATON 1992b und DiPASQUALE/WHEATON 1996, S. 6 ff..



**Abbildung 2.1:** Statistisches Modell des langfristigen simultanen Gleichgewichts auf relevanten Teilmärkten des Wohnimmobilienmarktes bei vollkommenem Wettbewerb. Quelle: In Anlehnung an DiPASQUALE/WHEATON 1992b

sich selbst. Eingesparte Mieten stellen für diese fiktive Einnahmen gleicher Höhe dar. Die Nachfragefunktion  $D(R)$  gibt die nachgefragte Anzahl der Wohneinheiten in Abhängigkeit von der Miete  $R$  (Nettokaltemiete pro Wohneinheit) wieder. Gemäß der allgemeinen Theorie der Nachfrage wird angenommen, dass die Nachfrage mit steigender Miete  $R$  sinkt und in einer beliebigen Periode alle anderen exogenen Variablen der Nachfrage konstant sind.

$$D = D(R) \quad \text{mit} \quad \partial D / \partial R < 0 \quad (2.1)$$

Im Gleichgewicht ergibt sich die Miete ( $R^*$ ), zu der die Nachfrage ( $D$ ) dem Angebot ( $S^*$ ) im Sinne des Bestands an Wohneinheiten entspricht. Der Bestand  $S^*$  ist in einer beliebigen Periode konstant, sodass dieser bei gegebener Nachfrage die Miete determiniert. Von einer geringen Elastizität des Bestands durch aktuellen Leerstand wird in dem vereinfachten Modell abstrahiert.

$$D = D(R^*) \stackrel{!}{=} S^* \Leftrightarrow R^* = D^{-1}(S^*) = R(S^*) \quad (2.2)$$

Der *zweite Quadrant* (Q2) beschreibt das Gleichgewicht auf dem Markt für Wiederverkauf. Auf diesem erfolgt der Handel von Eigentumsrechten an be-

stehenden Wohneinheiten zwischen aktuellen und künftigen Eigentümern. Käufer erwerben mit dem Eigentum den Barwert künftiger Einnahmen aus der Vermietung und Wertentwicklung der Wohneinheit. Im Gleichgewicht gilt die Nullgewinnbedingung: Der Preis entspricht im Gleichgewicht gerade dem Barwert künftiger Einnahmen, sodass alle Marktteilnehmer indifferent zwischen dem Erwerb einer Wohneinheit und einer alternativen Anlage des Eigenkapitals am Kapitalmarkt sind. Zur Illustration wird im Rahmen der Marktmodellierung üblicherweise folgendes Barwertmodell herangezogen<sup>3</sup>:

$$P^* \stackrel{!}{=} (1 - s_y)(R^* - w \cdot P^*) \cdot \sum_{t=1}^T \frac{(1+g)^{t-1}}{(1+i)^t} + P^* \cdot \left( \frac{1+g}{1+i} \right)^T \quad (2.3)$$

$$\text{mit} \quad w = m + \pi, \quad (2.4)$$

$$g = (1 - s_g) \cdot p - (1 - s_y) \cdot \gamma \cdot d \quad \text{und} \quad (2.5)$$

$$i = (1 - s_e) \cdot \alpha \cdot i_e + (1 - s_y) \cdot (1 - \alpha) \cdot i_f \quad (2.6)$$

Dabei bezeichnen  $P^*$  ( $R^*$ ) den Preis (die Miete) im Gleichgewicht,  $m$  die nicht umlagefähigen Ausgaben und  $\pi$  das Mietausfallwagnis in % des Preises,  $p$  die erwartete Preissteigerungsrate in %,  $d$  die Abschreibungsrate in %,  $\gamma$  den Gebäudeanteil am Preis in %,  $\alpha$  den Eigenkapitalanteil in %,  $i_e$  ( $i_f$ ) den nominalen Zinssatz für Eigenkapital (Fremdkapital) in %,  $s_y$  den Steuersatz bezüglich des Gewinns aus der Vermietung in %,  $s_e$  den Steuersatz für Kapitalerträge in % und  $s_g$  den etwaigen Steuersatz auf den Veräußerungsgewinn in % sowie  $T$  die Haltedauer in Jahren. Aus Gleichung (2.3) folgt unter Nutzung des Grenzwertes der endlichen geometrischen Reihe folgende vereinfachte Bedingung im Marktgleichgewicht:

$$P^* \stackrel{!}{=} R^*/k \quad \text{mit} \quad k = \frac{i - g}{(1 - s_y)} + w \quad (2.7)$$

Gleichung (2.7) entspricht der im Modell dargestellten Gleichgewichtsbedingung. Der Kapitalisierungszins  $k$  wird im Modell hierbei als exogene Variable und damit als in einem beliebigen Zeitpunkt konstant und gegeben angesehen, sodass im Gleichgewicht der Preis  $P^*$  durch die Miete  $R^*$

<sup>3</sup>Vgl. u. a. HENDERSHOTT/SHILLING 1980, POTERBA 1984 und POTERBA 1992.

determiniert wird. Prinzipiell entspricht  $k$  der Mindestrendite, damit alle laufenden Kosten aus dem Eigentum inklusive der Kapitalkosten abzüglich der erwarteten Wertsteigerung gedeckt sind. Dabei wird ersichtlich, dass  $k$  maßgeblich vom allgemeinen Zinsniveau am Kapitalmarkt, von der erwarteten Preissteigerung, vom erwarteten Mietausfallwagnis sowie von der Besteuerung abhängt. Über die Kapitalkosten ergibt sich insbesondere eine Abhängigkeit der Nachfrage nach Eigentum an Wohneinheiten vom allgemeinen Zinsniveau am Kapitalmarkt. Sinkt das allgemeine Zinsniveau, dann wird der Erwerb von Eigentum an Wohneinheiten gegenüber anderen Kapitalanlagen günstiger, sodass die Nachfrage und damit der Preis steigt.

Die Besteuerung von Selbstnutzern erfolgt üblicherweise anders als jene von Vermietern. Bei Wohneigentum im Privatvermögen erfolgt in beiden Fällen in der Regel aktuell keine Besteuerung des Veräußerungsgewinns ( $s_g = 0$ ). Bei Vermietung ergäbe sich entsprechend der aktuellen Besteuerungssystematik durch den Fall  $s_g = 0$  folgender Kapitalisierungszinssatz bei Vermietung ( $k_V$ ) aus Gleichung (2.7):

$$k_V = \left( \frac{1 - s_e}{1 - s_y} \right) \cdot \alpha \cdot i_e + (1 - \alpha) \cdot i_f + \gamma \cdot d + m + \pi - p \cdot \left( \frac{1}{1 - s_y} \right) \quad (2.8)$$

Beim Selbstnutzer erfolgt aktuell lediglich eine Besteuerung von Kapitalerträgen ( $s_g = 0$  und  $s_y = 0$ ), sodass sich bei Selbstnutzung aus Gleichung (2.7) folgender Kapitalisierungszinssatz ( $k_S$ ) ergäbe:

$$k_S = (1 - s_e) \cdot \alpha \cdot i_e + (1 - \alpha) \cdot i_f + \gamma \cdot d + m + \pi - p \quad (2.9)$$

Unterschiede in der Besteuerung von Selbstnutzern und Vermietern führen in der Praxis dazu, dass überwiegend durch Fremdnutzung (Wohnungsmarkt) oder Eigennutzung (Einfamilienhausmarkt) dominierte Teilmärkte zu unterscheiden und getrennt zu analysieren sind. Die Systematik des 4-Quadranten-Modells lässt sich jedoch auf beide Märkte übertragen.

Der *dritte Quadrant* beschreibt das Gleichgewicht auf dem Teilmarkt für Erstverkauf. Auf diesem werden Eigentumsrechte an neu erstellten Einheiten zwischen Bauträgern und künftigen Eigentümern gehandelt. Die Unterscheidung zwischen Bauträgern und künftigen Eigentümern ist hier-

bei rein analytischer Natur. Bauträger, die zugleich künftige Eigentümer darstellen, verkaufen fiktiv an sich selbst.

Die Funktion  $K(C)$  gibt hierbei die Herstellungskosten pro Wohneinheit in Abhängigkeit vom Neubauangebot ( $C$ ) wieder. Das Neubauangebot ( $C$ ) bezeichnet hierbei die Anzahl der Fertigstellungen. Dabei wird angenommen, dass die Herstellungskosten mit steigender Neubauaktivität steigen und andere exogene Variablen, die die Herstellungskosten beeinflussen, in einem beliebigen Zeitpunkt konstant sind.

$$K(C) \quad \text{mit} \quad \partial K / \partial C > 0 \quad (2.10)$$

Im langfristigen Marktgleichgewicht bei vollkommenem Wettbewerb gilt die Nullgewinnbedingung, sodass der Kaufpreis ( $P^*$ ) im Markt für Wiederverkauf gerade den Herstellungskosten entspricht. Der Kaufpreis ( $P^*$ ) determiniert damit im Gleichgewicht das Neubauangebot.

$$P^* = K(C^*) \Leftrightarrow C^* = K^{-1}(P^*) = C(P^*) \quad (2.11)$$

Der *vierte Quadrant* (Q4) beschreibt die Änderung des Bestands ( $S$ ) im Gleichgewicht. Allgemeinen ergibt sich die Änderung des Bestands  $\Delta S$  gegenüber dem Vorjahr aus dem Zugang im Sinne der Anzahl Fertigstellungen  $C$  und der Netto-Abgangsrate  $\delta$  infolge von Umbau, Abriss etc. in % des Bestands.

$$\Delta S = C - \delta \cdot S \quad (2.12)$$

Im Gleichgewicht wird ein stationärer Zustand ( $\Delta S = 0$ ) angenommen, sodass die Fertigstellungen  $C^*$  gerade dem Netto-Abgang des Bestands durch Umbau und Abriss entsprechen und damit der Bestand (Kapitalstock) konstant ist. Unter diesen Annahmen determiniert die Neubauaktivität  $C^*$  gerade den Bestand im Gleichgewicht. Die Netto-Abgangsrate pro Periode  $\delta$  wird hierbei als exogene Variable und damit in einer beliebigen Periode als konstant und gegeben angesehen.

$$\Delta S = 0 \Leftrightarrow S^* = C^* / \delta \quad (2.13)$$

Insgesamt beschreibt das Modell das langfristige simultane Gleichgewicht bei vollkommenem Wettbewerb grafisch als Bewegung auf einem Rechteck ausgehend vom Gleichgewicht im Mietmarkt: Der Mietpreis ( $R^*$ ) determiniert den Kaufpreis ( $P^*$ ). Der Kaufpreis ( $P^*$ ) determiniert das Neubauangebot ( $C^*$ ). Das Neubauangebot ( $C^*$ ) determiniert den Bestand ( $S^*$ ) und dieser wiederum den Mietpreis ( $R^*$ ). Mathematisch gesehen liegt ein simultanes statisches Mehrgleichungssystem bestehend aus den folgenden vier Gleichungen vor:

$$R^* = R(S^*, \mathbf{x}_D) \quad (2.14)$$

$$P^* = P(R^*, k) = R^*/k \quad (2.15)$$

$$C^* = C(P^*, \mathbf{x}_K) \quad (2.16)$$

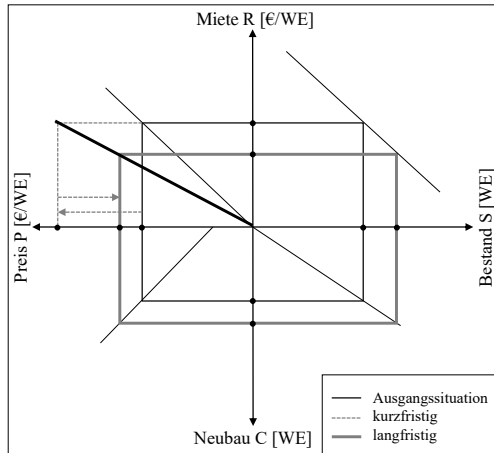
$$S^* = S(C^*, \delta) = C^*/\delta \quad (2.17)$$

In der obigen Darstellung wurde jeweils ein stellvertretender Vektor für exogene Variablen  $\mathbf{x}_D$  ( $\mathbf{x}_K$ ) ergänzt, die neben der Miete  $R$  (dem Preis  $P$ ) die Nachfrage auf dem Mietmarkt (das Neubauangebot) beeinflussen. Wesentliche exogene Variablen der Nachfrage auf dem Mietmarkt sind die Anzahl privater Haushalte sowie das mittlere verfügbare Einkommen pro Haushalt. Wesentliche exogene Variablen des Neubauangebots sind kurzfristige Zinsen, die Baukosten sowie die Baulandpreise. Diese werden bei einer statischen Betrachtung ebenso wie der Kapitalisierungszinssatz  $k$  und die mittlere Netto-Abgangsrate  $\delta$  zwar als exogen und damit in einem beliebigen Zeitpunkt konstant und gegeben angenommen, sind jedoch bei empirischen Zeitreihenanalysen zusätzlich zu berücksichtigen.

Im Folgenden wird die Anwendung des einfachen statischen Modells für komparativ-statische Analysen illustriert. Dabei wird jeweils ein Gleichgewicht als Ausgangssituation mit dem sich nach einem exogenen Schock ergebenden neuen langfristigen Gleichgewicht verglichen. Ein exogener Schock ergibt sich hierbei durch eine Veränderung der exogenen Variablen. Bei der folgenden komparativ-statischen Analyse auf Basis des einfachen statischen Modells ist zu berücksichtigen, dass eine Änderung der exogenen Variable  $k$  ( $\delta$ ) zu einer Drehung der Geraden im Ursprung oder der exogenen Variablen  $\mathbf{x}_D$  ( $\mathbf{x}_K$ ) zu einer Parallelverschiebung der jeweiligen Geraden führt.

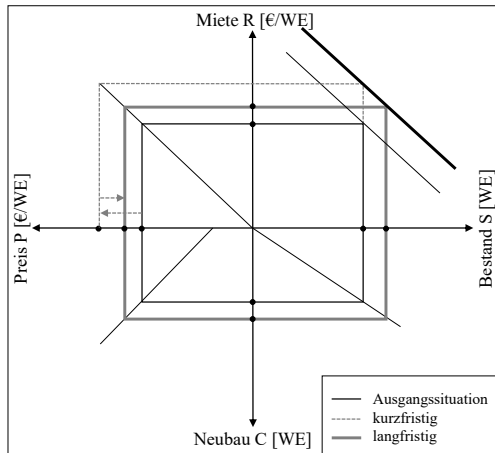


Abbildung 2.2 illustriert schematisch die kurz- und langfristigen Anpassungen bei einer Steigerung des Kapitalisierungszinssatzes ausgehend von einem Gleichgewicht hin zum neuen langfristigen Gleichgewicht. Kurzfristig steigt der Preis auf ein Niveau oberhalb des neuen Gleichgewichts. Der Preis liegt damit kurzfristig über den Herstellungskosten, sodass Bauträger ihre Produktion ausweiten. Langfristig (mit zeitlicher Verzögerung) steigt das Neubauangebot und damit der Bestand, sodass die Miete sinkt und der Preis wieder auf das Niveau im neuen Gleichgewicht absinkt.



**Abbildung 2.2:** Schematische Darstellung der Marktreaktion bei einer Reduktion des Kapitalisierungszinssatzes

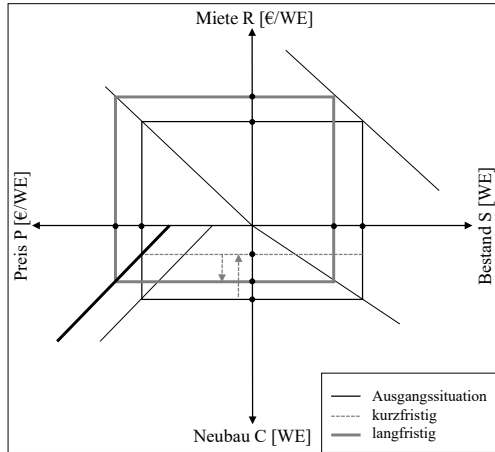
Abbildung 2.3 illustriert die kurz- und langfristigen Anpassungen bei einer Steigerung der Nachfrage ausgehend von einem Gleichgewicht hin zum neuen Gleichgewicht. Zum Beispiel führt eine Steigerung der Anzahl Haushalte oder des mittleren verfügbaren Einkommens pro Haushalt zu Verschiebung der Nachfrage auf dem Mietmarkt hin zu einem höheren Niveau. Kurzfristig ist der Bestand konstant, sodass Miete und Preis zunächst auf ein Niveau oberhalb des neuen Gleichgewichts ansteigen. Der Kaufpreis liegt kurzfristig über den Herstellungskosten, sodass Bauträger ihre Produktion ausweiten. Langfristig steigt damit das Neubauangebot und damit der Bestand, sodass Miete und Preis auf das Niveau im neuen Gleichgewicht absinken.



**Abbildung 2.3:** Schematische Darstellung der Marktanpassung bei einer Steigerung der Nachfrage am Mietmarkt

Abbildung 2.4 illustriert die kurz- und langfristigen Anpassungen bei einer exogenen Reduktion des Neubauangebots ausgehend von einem Gleichgewicht hin zum neuen Gleichgewicht. Zum Beispiel führt eine Steigerung kurzfristiger Zinsen, der Baukosten oder der Baulandpreise zum Anstieg der Herstellungskosten und damit zur Verschiebung des Neubauangebots hin zu einem geringeren Niveau bei jedem beliebigen Preis. Das Neubauangebot sinkt kurzfristig unter das Niveau im neuen Gleichgewicht. Langfristig sinkt hierdurch der Bestand, sodass Miete und Preis steigen und das Neubauangebot auf das Niveau im neuen Gleichgewicht ansteigt.

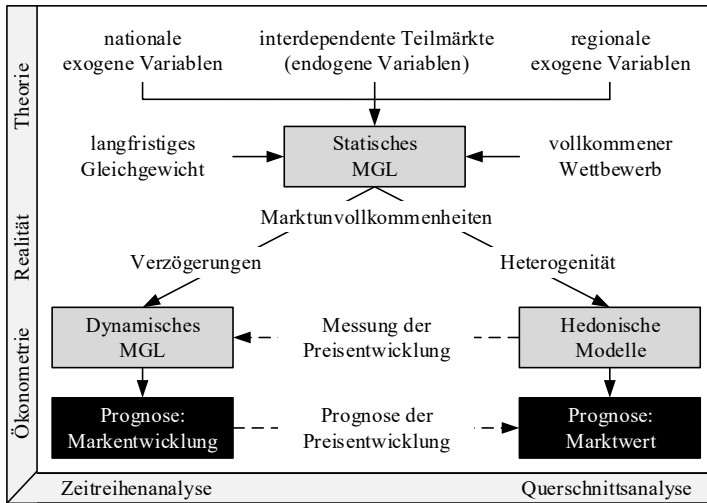
Insgesamt wird ersichtlich, dass sich anhand des Modells grundlegende Zusammenhänge zwischen den Teilmärkten illustrieren lassen. Zudem lässt sich das Modell für eine komparativ-statische Analyse nutzen. Diese ermöglicht jedoch nur eine Darstellung und Ableitung des sich auf Basis einer Änderung exogener Variablen langfristig ergebenden neuen Gleichgewichts. Es lässt sich zwar anhand des Modells ebenfalls verdeutlichen, dass durch das kurzfristig unelastische Angebot auf dem Mietmarkt exogene Schocks zu typischen zyklischen Schwankungen der endogenen Variablen führen, bis letztlich ein neues Gleichgewicht erzielt wird. Die Dauer und der Pfad der Anpassung lassen sich jedoch nicht aus dem Modell ableiten.



**Abbildung 2.4:** Schematische Darstellung der Markt Anpassung bei einer Steigerung der Herstellungskosten

Nichtsdestotrotz ergibt sich für ökonometrische Anwendungen aus dem theoretischen statischen Modell die Grundstruktur eines simultanen statischen Mehrgleichungsmodells mit den jeweiligen Hypothesen über die Zusammenhänge zwischen den Teilmärkten sowie wesentlichen endogenen und exogenen Variablen. Einige der exogenen Variablen wie zum Beispiel die Bodenpreise, die Anzahl privater Haushalte und das mittlere verfügbare Einkommen privater Haushalte können sich regional sehr unterschiedlich entwickeln, sodass Wohnimmobilienmärkte stets als regionale Märkte zu charakterisieren und analysieren sind.

Abbildung 2.5 illustriert, dass das einfache statische Modell hierdurch als Ausgangsbasis für ökonometrische Modelle zur Prognose der Marktentwicklung dient. Allerdings sind für empirische Analysen Auswirkungen zu berücksichtigen, die sich in der Realität aus Abweichungen von den Prämissen des vollkommenen Wettbewerbs ergeben. Dies führt in der Praxis zur Notwendigkeit der parallelen Anwendung zweier unterschiedlicher ökonometrischer Anwendungen (dynamische Mehrgleichungsmodelle und hedonische Modelle).



**Abbildung 2.5:** Statisches Marktmodell als Ausgangsbasis ökonomischer Anwendungen

Einerseits führen Marktunvollkommenheiten wie irrationale Erwartungen, hohe Suchkosten und lange Suchprozesse bedingt durch die extreme Heterogenität von Wohneinheiten sowie lange Produktions- und sehr lange Nutzungsdauern zu verzögerten Anpassungen von Nachfrage und Angebot. Diese sind zur Prognose der Markt- und damit auch der Preisentwicklung neben den Wechselwirkungen zwischen den Teilmärkten zu berücksichtigen. Dies wiederum führt zu einer Erweiterung des statischen zu einem dynamischen Mehrgleichungsmodell.<sup>4</sup>

Andererseits führt die extreme Heterogenität von Wohneinheiten dazu, dass deren Preise und Mieten nicht einheitlich sind, sondern eben von deren

<sup>4</sup>Für eine allgemeine Einführung in dynamische und simultane Mehrgleichungsmodelle und Besonderheiten bei deren Schätzung sei auf GAAB/HEILEMANN/WOLTERS 2013 und GUJARATI 2009 verwiesen. Einen Überblick über die dynamische Modellierung von Immobilienmärkten allgemein gibt WHEATON 1999. Übliche und mittlerweile weit verbreitete dynamische Modelle speziell für den Einfamilienhausmarkt ergeben sich aus DiPASQUALE/WHEATON 1994 und für den Wohnungsmarkt aus DiPASQUALE/WHEATON 1992a.

Qualität im Sinne der Ausprägungen in charakteristischen Merkmalen (z.B. Wohnfläche, Baujahr, Ausstattung etc.) abhängig sind. Dies führt zur Notwendigkeit der Schätzung sogenannter hedonischer Modelle. Dabei handelt es sich um Querschnittsregressionen zur Schätzung von Preisen und Mieten in Abhängigkeit von den Qualitätsmerkmalen. Hedonische Modelle bilden hierbei einerseits die Grundlage zur Ableitung von Parametern für die Marktwertermittlung. Andererseits bieten hedonische Modelle, wie in den folgenden beiden Abschnitten noch behandelt wird, die beste Möglichkeit zur Konstruktion von Preisindexreihen als Grundlage dynamischer Modelle.

Umgekehrt dienen Preisindizes im Rahmen der Marktwertermittlung zur zeitlichen Fortschreibung des vorläufigen Marktwertes eines Bewertungsobjektes auf den Wertermittlungstichtag. Üblicherweise werden hedonische Modelle und damit auch Parameter zur Marktwertermittlung mit einer zeitlichen Verzögerung von einem und im Falle des Mietspiegels von 2 Jahren publiziert, sodass letztlich zumindest theoretisch neben der Ableitung und Veröffentlichung von Preisindexreihen stets eine Prognose über mindestens 2 weitere Jahre für die Anwendung im Rahmen der Marktwertermittlung wünschenswert wäre.

Insgesamt wird ersichtlich, dass die Marktwertermittlung zumindest theoretisch einerseits hedonische Modelle für Preise, Mieten und Bodenpreise für die Anwendung der unterschiedlichen Bewertungsverfahren sowie andererseits die Anwendung dynamischer Mehrgleichungsmodelle zur Prognose der Preisentwicklung über mindestens 2 Jahre voraussetzt. Umgekehrt dienen hedonische Modelle für Preise, Mieten und Bodenpreise zur Konstruktion von Preisindizes als Grundlage dynamischer Mehrgleichungsmodelle. Die Marktwertermittlung und die Marktprognose bedingen sich demnach gegenseitig. Es sei darüber hinaus angemerkt, dass die Beschreibung und Prognose der Marktentwicklung über die Marktwertermittlung hinaus vor allem für die Marktakteure und damit für Investoren und Banken sowie für die Akteure der lokalen Wohnungspolitik von Interesse ist.

Die größte Herausforderung besteht auf regionaler Ebene maßgeblich darin, dass die Schätzung dynamischer Modelle lange Zeitreihen zu allen wesentlichen endogenen und exogenen Variablen über mindestens 30 Jahre erfordert. Hinsichtlich wesentlicher exogener Variablen ist dies durch Zeitreihen der Deutschen Bundesbank (Zinsstatistik) sowie Zeitreihen der

Regionalstatistik im Rahmen der volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung der Länder gewährleistet. Eine Ausnahme ist die Anzahl der privaten Haushalte, diese wird durch das statistische Landesamt erst seit einigen Jahren auf regionaler Ebene jährlich hochgerechnet und fortgeschrieben. Ersatzweise stehen jedoch Daten zur Bevölkerungsentwicklung über mehr als 30 Jahre zur Verfügung, und zwar sowohl durch Erhebungen der Stadt Karlsruhe selbst als auch durch Erhebungen des Bundes und der Länder. Der wesentliche Bedarf bezüglich exogener Variablen besteht in Karlsruhe bislang an einer Indexreihe zur Entwicklung der Baulandpreise.

Bei den endogenen Variablen verhält es sich ähnlich. Daten zur Entwicklung des Bestands und der Bautätigkeit in Karlsruhe stehen sowohl seitens der Stadt also auch im Rahmen der Regionalstatistik der statistischen Ämter des Bundes und der Länder über einen sehr langen Zeitraum zur Verfügung. Der wesentliche Bedarf besteht auch hier maßgeblich an langen Indexreihen zur Kauf- und Mietpreisentwicklung.

## 2.2 Notwendigkeit hedonischer Preisindizes

Die Messung der reinen Preisänderung von Wohnimmobilien ist komplexer als für viele andere Güter. Dies resultiert daraus, dass besondere Charakteristika von Wohnimmobilien dazu führen, dass wesentliche Prämissen klassischer Preisindizes nicht erfüllt sind. Die beste Möglichkeit zur Messung der reinen Preisänderung von Wohnimmobilien besteht darin, durch Anwendung der hedonischen Regression zunächst die Voraussetzungen für die Anwendung klassischer Preisindizes zu schaffen. Hieraus resultierende Preisindizes werden als hedonische Preisindizes bezeichnet. Ausgangsbasis für ein Verständnis der Notwendigkeit hedonischer Preisindizes ist damit ein rudimentäres Verständnis der Berechnung klassischer Preisindizes und diesen zugrunde liegenden Prämissen.<sup>5</sup>

Ein klassischer Preisindex ( $P_{0t}$ ) ist üblicherweise als Warenkorbindex konzipiert. Ein solcher misst die relative Änderung des Wertes eines festen Warenkorbes der Referenzperiode  $b$  bestehend aus festen Mengen  $q_k^b$

---

<sup>5</sup>Vgl. hierzu und im Folgenden BOLDSSEN/HILL 2004, HANSEN et al. 2004 und DIEWERT et al. 2009.

von  $k = 1, \dots, K$  Gütergruppen in der Berichtsperiode  $t$  gegenüber der Basisperiode 0 und ist allgemein wie folgt definierbar:

$$P_{0t} = \frac{w_t^b}{w_0^b} = \frac{\sum_{k=1}^K p_k^t \cdot q_k^b}{\sum_{k=1}^K p_k^0 \cdot q_k^b} \quad (2.18)$$

$$= \sum_{k=1}^K \left( \frac{p_k^t}{p_k^0} \right) \cdot \left( \frac{p_k^0 \cdot q_k^b}{\sum_{k=1}^K p_k^0 \cdot q_k^b} \right) \quad (2.19)$$

$$= \sum_{k=1}^K \left( \frac{p_k^t}{p_k^0} \right) \cdot s_k^b \quad (2.20)$$

Dabei bezeichnet  $w_t^b$  ( $w_0^b$ ) den Wert des Warenkorbes der Referenzperiode  $b$  in der Berichtsperiode  $t$  (Basisperiode 0),  $q_k^b$  die Menge der Gütergruppe  $k = 1, \dots, K$  im Warenkorb der Referenzperiode  $b$ ,  $p_k^t$  ( $p_k^0$ ) den Preis der Gütergruppe  $k = 1, \dots, K$  in der Berichtsperiode  $t$  (Basisperiode 0) und  $s_k^b$  den Umsatzanteil der Gütergruppe  $k = 1, \dots, K$  in der Referenzperiode  $b$ . Bei der erstmaligen Ermittlung eines solchen Preisindex geht notwendigerweise die Referenzperiode  $b$  der Basisperiode 0 voraus.

$$b \leq 0 < t \quad (2.21)$$

In späteren Perioden folgt eine Umstellung auf klassische Preisindexformeln. Beispielsweise ergibt sich für  $b = 0$  ein Preisindex nach Laspeyres  $P_{0t}^L$ , für  $b = t$  ein Preisindex nach Paasche  $P_{0t}^P$  oder aus dem geometrischen Mittel dieser ein Preisindex nach Fisher  $P_{0t}^F = (P_{0t}^L + P_{0t}^P)^{1/2}$ . Klassische Preisindizes eignen sich allgemein nur für einen Zwei-Perioden-Vergleich. In der Regel wird jedoch die Fortschreibung einer Preisindexreihe und damit ein Mehr-Perioden-Vergleich angestrebt. Hierzu wird üblicherweise ein Preisindex nach Laspeyres ( $b = 0$ ) verwendet, da der Warenkorb über mehr als zwei Perioden konstant ist und damit die reine Preisänderung über mehr als zwei Perioden vergleichbar ist. Um die Repräsentativität des Warenkorbes zu gewährleisten, wird dieser in der amtlichen Statistik üblicherweise alle fünf Jahre aktualisiert.

In der Praxis erfolgt jedoch keine direkte Berechnung des Preisindex gemäß Gleichung (2.18) bis (2.20), sondern eine mindestens zweistufige Aggregation: Für jede Gütergruppe  $k = 1, \dots, K$  werden  $i = 1, \dots, N_k$

Repräsentanten ausgewählt und deren Preise  $p_i^0$  und  $p_i^t$  in der Basisperiode 0 und Berichtsperiode t erhoben. Diese werden auf der ersten Stufe zu Elementarpreisindizes  $P_{0t,k}$  für die einzelnen Gütergruppen aggregiert. Die Elementarpreisindizes  $P_{0t,k}$  wiederum sind als Schätzwerte für die Quotienten  $p_k^t/p_k^0$  in Gleichung (2.20) interpretierbar und werden entsprechend auf der zweiten Stufe wie folgt aggregiert:

$$\hat{P}_{0t} = \sum_{k=1}^K \hat{P}_{0t,k} \cdot s_k^b \quad \text{mit} \quad \sum_{k=1}^K s_k^b = 1 \quad (2.22)$$

Die Gütergruppen  $k = 1, \dots, K$  werden auch als Elementaraggregate bezeichnet. Diese umfassen Gruppen möglichst homogener Güter. Homogenität bezieht sich neben der Güterart auf eine möglichst homogene Preisentwicklung. Deshalb erfolgt neben einer Klassifikation nach der Güterart häufig eine weitere Unterteilung nach Teilmärkten und/oder Regionen. In Abschnitt 3.1 wird noch ersichtlich, dass bei einem Preisindex für Transaktionen von Wohneigentum üblicherweise eine Klassifikation nach der Güterart in Einfamilienhäuser und Wohnungen und nach Teilmärkten in den Erstverkauf neu erstellter und den Wiederverkauf bestehender Einheiten erfolgt. In Abschnitt 2.1 wurde ersichtlich, dass die Preisentwicklung beim Erst- und Wiederverkauf sehr unterschiedlich sein kann und muss, damit überhaupt eine Bauaktivität erfolgt.

Probleme, die sich aus den besonderen Charakteristika von Wohnimmobilien ergeben, beziehen sich auf die erste Ebene der Aggregation und damit auf die Berechnung von Elementarpreisindizes. In der Praxis übliche Formeln zur Berechnung von Elementarpreisindizes  $\hat{P}_{0t,k}$  für einzelne Gütergruppen  $k = 1, \dots, K$  aus den Preisen  $p_i^0$  ( $p_i^t$ ) der  $i = 1, \dots, N_k$  Repräsentanten in der Basisperiode 0 (Berichtsperiode t) sind Spezialfälle folgender beider Typen von Indexformeln.

$$\hat{P}_{0t,k}^{\text{Typ A}} = P(\mathbf{p}^0, \mathbf{p}^t) = \frac{\varphi^{-1} \left( \frac{1}{N_k} \sum_{i=1}^{N_k} \varphi(p_i^t) \right)}{\varphi^{-1} \left( \frac{1}{N_k} \sum_{i=1}^{N_k} \varphi(p_i^0) \right)} \quad (2.23)$$

$$\hat{P}_{0t,k}^{\text{Typ B}} = P(\mathbf{p}^0, \mathbf{p}^t) = \varphi^{-1} \left( \frac{1}{N_k} \sum_{i=1}^{N_k} \varphi \left( \frac{p_i^t}{p_i^0} \right) \right) \quad (2.24)$$



Eine Preisindexformel vom Typ A gemäß Gleichung 2.23 (Typ B gemäß Gleichung 2.24) besitzt eine Interpretation als Quotient der Mittelwerte (Mittelwert der Quotienten) der jeweiligen Preise der Repräsentanten in der Berichts- und Basisperiode. Dabei dient die Transformation  $\varphi(p)$  zur Verallgemeinerung der Art der Mittelwertbildung. In den Spezialfällen  $\varphi(p) = p$  und  $\varphi(x) = \ln(p)$  ergeben sich in der Praxis übliche Indexformeln nach Carli ( $\hat{P}_{0t,k}^C$ ), Dutot ( $\hat{P}_{0t,k}^D$ ) und Jevons ( $\hat{P}_{0t,k}^J$ ). (vgl. Tabelle 2.1)

**Tabelle 2.1:** Klassische Elementarpreisindexformeln

$\varphi(p)$	Gleichung (2.23)	Gleichung (2.24)
$p$	$\hat{P}_{0t,k}^D = \frac{\frac{1}{N_k} \sum_{i=1}^{N_k} p_i^t}{\frac{1}{N_k} \sum_{i=1}^{N_k} p_i^0}$	$\hat{P}_{0t,k}^C = \frac{1}{N_k} \sum_{i=1}^{N_k} \frac{p_i^t}{p_i^0}$
$\ln(p)$	$\hat{P}_{0t,k}^J = \frac{\left(\prod_{i=1}^{N_k} p_i^t\right)^{\frac{1}{N_k}}}{\left(\prod_{i=1}^{N_k} p_i^0\right)^{\frac{1}{N_k}}}$	$\hat{P}_{0t,k}^J = \left(\prod_{i=1}^{N_k} \frac{p_i^t}{p_i^0}\right)^{\frac{1}{N_k}}$

Ein Nachteil der Preisindexformeln vom Typ A gegenüber dem Typ B und damit der Preisindexformel nach Dutot gegenüber der Preisindexformel nach Carli ergibt sich daraus, dass diese allgemein nicht die Forderung nach Kommensurabilität

$$P(\lambda_1 \cdot p_1^0, \dots, \lambda_k \cdot p_k^0; \lambda_1 \cdot p_1^t, \dots, \lambda_k \cdot p_k^t) = P(\mathbf{p}^0, \mathbf{p}^t) \quad (2.25)$$

erfüllen. Dahinter verbirgt sich die Forderung, dass der Preisindex invariant gegenüber einer Änderung der Mengeneinheit sein sollte, in der die Preise jeweils notiert sind. Ein Nachteil der Preisindexformeln vom Typ B gegenüber dem Typ A und damit der Preisindexformel nach Carli gegenüber der Preisindexformel nach Dutot ergibt sich daraus, dass diese allgemein nicht die Forderung nach Zeitumkehrbarkeit

$$P(\mathbf{p}^0, \mathbf{p}^t) \cdot P(\mathbf{p}^t, \mathbf{p}^0) = 1 \quad (2.26)$$

erfüllen. Dahinter verbirgt sich die Forderung, dass ein Preisindex invariant gegenüber einer Vertauschung der Basis- und Berichtsperiode sein sollte. Die Preisindexformel nach Jevons ist Vertreter beider Typologien und erfüllt sowohl die Forderung nach Kommensurabilität als auch die Forde-

rung nach Zeitumkehrbarkeit. Sie weist zudem aber auch weitere Vorteile gegenüber den anderen beiden Preisindexformeln auf. Entsprechend wird üblicherweise ein Preisindex nach Jevons empfohlen.

Aus den Gleichungen (2.23) und (2.24) wird ersichtlich, dass klassische Elementarpreisindizes auf dem Vergleich der Preise in der Berichtsperiode  $t$  und der Basisperiode  $0$  jeweils theoretisch vollkommen identischer Repräsentanten  $i = 1, \dots, N_k$  des Gutes  $k$  beruhen. Dies beinhaltet implizit zwei Prämissen: (1) Die Repräsentanten müssen von Periode zu Periode wiederholt gehandelt werden, sodass sich die Zusammensetzung der Stichprobe von Periode zu Periode nicht ändert. (2) Die Qualität der Repräsentanten und damit deren Ausprägungen in für das jeweilige Gut charakteristischen Merkmalen ändert sich von Periode zu Periode nicht. Abweichungen von beiden Prämissen führen zur Verzerrung bei der Messung der reinen Preisänderung des Gutes, da nicht die Preise hinsichtlich ihrer Qualität vollkommen identischer Repräsentanten verglichen werden und damit die Preisänderung durch Qualitätsunterschiede verzerrt ist.

Bei Transaktionen von Wohnimmobilien ergeben sich erhebliche Abweichungen von den beiden Prämissen: (1) Wohneinheiten sind extrem heterogene Güter. Jede Wohneinheit stellt nicht zuletzt aufgrund der Einzigartigkeit der Lage ein Unikat und damit ein Repräsentant des Gutes dar. (2) Wohneinheiten werden nur unregelmäßig und häufig während ihrer gesamten Nutzungsdauer überhaupt nicht wiederholt gehandelt. (3) Die Qualität einer Wohneinheit unterliegt zeitlichen Änderungen durch Alterung, Instandsetzung, Modernisierung und/oder Umbau. Bedingt durch diese Charakteristika sind Abweichungen von den beiden Prämissen klassischer Elementarpreisindizes bei Transaktionen von Wohnimmobilien nicht die Ausnahme, wie bei vielen anderen Gütern, sondern die Regel.<sup>6</sup>

Diese angeführten Eigenschaften führen dazu, dass sich Transaktionen von Wohneinheiten in unterschiedlichen Perioden überwiegend aus unterschiedlichen Wohneinheiten zusammensetzen. Auch wiederholt gehandelte Wohneinheiten unterliegen einer Qualitätsänderung mindestens durch Alterung sowie unter Umständen durch Instandsetzung, Modernisierung oder auch Umbau. Beides führt zu einer Verzerrung bei der Messung der reinen

---

<sup>6</sup>Vgl. DIEWERT 2009.

Preisänderung und ist bei der Schätzung von Elementarpreisindizes zu berücksichtigen. Hierzu bestehen unterschiedliche Möglichkeiten. Sofern jedoch Daten zu charakteristischen Merkmalen von Wohneinheiten zusätzlich zu den Preisen verfügbar sind, eignet sich der Ansatz der hedonischen Regression und auf diesen basierende hedonische Preisindizes am besten:

„Subject to data being available on salient housing characteristics, the hedonic regression method is generally the best technique for constructing a constant quality residential property price index.“ (FENWICK/DIEWERT/DE HAAN 2013)

„As far as quality adjustment is concerned, the future will certainly belong to hedonic methods.“ (HOFFMANN/LORENZ 2006)

## 2.3 Hedonische Ansätze im Überblick

Grundlage hedonischer Preisindizes ist die hedonische Hypothese, die postuliert, dass (1) ein heterogenes Gut durch die Ausprägungen in einem Bündel  $\mathbf{x} = (x_1, \dots, x_K)'$  für das Gut charakteristische Merkmale beschreibbar und (2) dessen Preis  $p^t$  in der Periode  $t$  bis auf einen zufälligen Fehler  $\varepsilon^t$  als Funktion  $f^t(\mathbf{x})$  erklärbar sei.

$$p^t = f^t(\mathbf{x}) + \varepsilon^t \quad (2.27)$$

Hedonische Preisindizes erfordern die Schätzung einer hedonischen Funktion  $f^t(\mathbf{x})$  für einzelne Perioden  $t = 0, \dots, T$ . Hedonische Ansätze unterscheiden sich darin, wie die hedonischen Funktionen geschätzt und wie auf Basis der hedonischen Funktionen anschließend Preisindizes ermittelt werden. Nach der Art der Schätzung der hedonischen Funktionen sind drei Ansätze unterscheidbar, die im Folgenden kurz dargestellt und hinsichtlich ihrer wesentlichen Vor- und Nachteile erläutert werden.<sup>7</sup>

---

<sup>7</sup>Vgl. hierzu und im Folgenden insbesondere DE HAAN/DIEWERT 2013a, HILL 2013, HILL 2011, BRACHINGER 2002 sowie TRIPLETT 2004.

**SP-Ansatz** Unter dem Begriff Single-Period-Ansatz (SP-Ansatz) wird im Rahmen dieser Arbeit die Schätzung jeweils eines Regressionsmodells

$$\varphi(p_i^t) = b_0^t + \sum_{k=1}^K b_k^t \cdot z_{ki} + \varepsilon_i^t, \quad i = 1, \dots, N_t \quad (2.28)$$

pro Periode  $t = 0, 1, \dots, T$  auf Basis der jeweiligen Stichprobe  $i = 1, \dots, N_t$  als Ausgangsbasis für die Indexberechnung subsumiert. Dabei bezeichnen  $z_{ki} = \varphi_k(x_{ki})$  sowie  $\varphi(p_i^t)$  etwaige Transformationen der Variablen für eine allgemeine Darstellung der Preisindizes in Abhängigkeit von der Wahl der funktionalen Form.<sup>8</sup> Die Fehler  $\varepsilon_i^t$  seien gemäß den klassischen Annahmen der multiplen linearen Regression unabhängig und identisch verteilt mit  $\mathbb{E}[\varepsilon_i^t | \mathbf{z}_i] = 0$ ,  $\text{Var}[\varepsilon_i^t | \mathbf{z}_i] = \sigma^2$  sowie  $\text{Cov}[\varepsilon_i, \varepsilon_j | \mathbf{z}_i] = 0$ , sodass nach Schätzung der Parameter  $b_0, b_1, \dots, b_K$  mit der Methode der kleinsten Quadrate (KQ-Methode) insbesondere gilt:

$$\widehat{\varphi(p_i^t)} = \hat{\mathbb{E}}[\varphi(p_i^t) | \mathbf{z}_i] = f^t(\mathbf{z}_i) = \hat{b}_0^t + \sum_{k=1}^K \hat{b}_k^t \cdot z_{ki} \quad (2.29)$$

Der *Vorteil* des SP-Ansatzes besteht darin, dass die Parameter  $b_1^t, \dots, b_K^t$  der Merkmale  $z_1, \dots, z_K$  zeitlich variabel sind und damit gegenüber anderen Ansätzen das Risiko einer potenziellen Verzerrung der Schätzungen durch Vernachlässigung der zeitlichen Variabilität der Parameter entfällt. Darüber hinaus ermöglicht der SP-Ansatz die jährliche Fortschreibung einer Preisindexreihe ohne Revision der gesamten Preisindexreihe. Der *Nachteil* besteht darin, dass durch die Schätzung eines Modells pro Periode der Umfang der Stichprobe pro Modell gegenüber anderen Ansätzen geringer ist, was sich potenziell negativ auf die Teststärke bei relevanten Hypothesentests sowie auf die Präzision der Schätzungen auswirkt.

Unabhängig von der Schätzung der hedonischen Funktionen  $f^t(\mathbf{z})$  erfordern hedonische Preisindizes die Definition des Warenkorb der Periode  $t$  sowie dessen hypothetischen und tatsächlichen Wertes. Der *Warenkorb* einer Periode  $t$  ist definiert als repräsentative Variante des Gutes mit mittlerer

---

<sup>8</sup>In der Praxis sind auch kategoriale Variablen über die Dummy-Kodierung einzubeziehen. Die Dummy-Variablen beeinflussen jedoch nur den konstanten Term  $b_0$ , sodass diese hier aus Gründen einer kompakteren Darstellung vernachlässigt werden.

Qualität im Sinne mittlerer Ausprägungen in  $z_1, \dots, z_K$  in der jeweiligen Periode  $t$ :

$$\hat{\mathbb{E}}[\mathbf{z}^t] = \bar{\mathbf{z}}^t = (\bar{z}_1^t, \dots, \bar{z}_K^t) \quad (2.30)$$

mit

$$\bar{z}_k^t = \frac{1}{N_t} \sum_{i=1}^{N_t} z_{ki}^t, \quad k = 1, \dots, K \quad (2.31)$$

Der *tatsächliche Wert*  $\hat{w}_0^0$  ( $\hat{w}_t^t$ ) des Warenkorbes  $\bar{\mathbf{z}}^0$  ( $\bar{\mathbf{z}}^t$ ) der Basisperiode 0 (Berichtsperiode  $t$ ) entspricht dem erwarteten Preis des Warenkorbes  $\bar{\mathbf{z}}^0$  ( $\bar{\mathbf{z}}^t$ ) in der Basisperiode 0 (Berichtsperiode  $t$ ). Der *hypothetische Wert*  $\hat{w}_t^0$  ( $\hat{w}_0^t$ ) des Warenkorbes der Basisperiode 0 (Berichtsperiode  $t$ ) in der Berichtsperiode  $t$  (Basisperiode 0) entspricht dem erwarteten Preis des Warenkorbes  $\bar{\mathbf{z}}^0$  ( $\bar{\mathbf{z}}^t$ ) in der Berichtsperiode  $t$  (Basisperiode 0). (vgl. Tabelle 2.2)

**Tabelle 2.2:** Definition des hypothetischen und tatsächlichen Wertes des Warenkorbes der Basis- und Berichtsperiode bei hedonischen Preisindizes

	Warenkorb der	
	Basisperiode 0 ( $\bar{\mathbf{z}}^0$ )	Berichtsperiode $t$ ( $\bar{\mathbf{z}}^t$ )
hypothetischer Wert	$\hat{w}_t^0 = \varphi^{-1}(f^t(\bar{\mathbf{z}}^0))$	$\hat{w}_0^t = \varphi^{-1}(f^0(\bar{\mathbf{z}}^t))$
tatsächlicher Wert	$\hat{w}_0^0 = \varphi^{-1}(f^0(\bar{\mathbf{z}}^0))$	$\hat{w}_t^t = \varphi^{-1}(f^t(\bar{\mathbf{z}}^t))$

Basierend auf den Definitionen der hypothetischen und tatsächlichen Werte der Warenkörbe in der Basis- und Berichtsperiode sind hedonische Indexkonzepte analog zur klassischen Indextheorie definierbar. Tabelle 2.3 verdeutlicht dies am Beispiel der klassischen Indexkonzepte nach Laspeyres, Paasche und Fisher. Das klassische Konzept eines Mengenindex entspricht hierbei dem Konzept eines Qualitätsindex: Ein hedonischer Preisindex  $\hat{P}_{0t}$  (Qualitätsindex  $\hat{Q}_{0t}$ ) misst die Preisänderung (Qualitätsänderung) eines heterogenen Gutes in der Berichtsperiode  $t$  gegenüber der Basisperiode 0 als Wertänderung bei konstanter Qualität (konstanten Preisen). Ein hedonischer Wertindex  $\hat{W}_{0t}$  misst die tatsächliche Wertänderung des Warenkorbes der Berichtsperiode  $t$  gegenüber der Basisperiode 0 in tatsächlichen Preisen. Ziel der Messung der reinen Preisänderung ist analog zur klassischen Indextheorie die Dekomposition eines Wertindex in einen Preis- und Qualitätsindex.

**Tabelle 2.3:** Definition hedonischer Indizes nach dem Konzept von Laspeyres, Paasche und Fisher in Analogie zur klassischen Indextheorie

Typ	Preisindex	Qualitätsindex	Wertindex
Laspeyres	$\hat{P}_{0t}^L = \frac{\hat{w}_t^0}{\hat{w}_0^0}$	$\hat{Q}_{0t}^L = \frac{\hat{w}_t^t}{\hat{w}_0^0}$	$\hat{W}_{0t} = \frac{\hat{w}_t^t}{\hat{w}_0^0} = \hat{P}_{0t}^L \cdot \hat{Q}_{0t}^L$
Paasche	$\hat{P}_{0t}^P = \frac{\hat{w}_t^t}{\hat{w}_0^t}$	$\hat{Q}_{0t}^P = \frac{\hat{w}_t^t}{\hat{w}_0^t}$	$\hat{W}_{0t} = \frac{\hat{w}_t^t}{\hat{w}_0^t} = \hat{P}_{0t}^P \cdot \hat{Q}_{0t}^P$
Fisher	$\hat{P}_{0t}^F = \sqrt{\hat{P}_{0t}^L \cdot \hat{P}_{0t}^P}$	$\hat{Q}_{0t}^F = \sqrt{\hat{Q}_{0t}^L \cdot \hat{Q}_{0t}^P}$	$\hat{W}_{0t} = \frac{\hat{w}_t^t}{\hat{w}_0^0} = \hat{P}_{0t}^F \cdot \hat{Q}_{0t}^F$

Klassische Preisindizes eignen sich allgemein nur zum Zwei-Perioden-Vergleich. In der Regel wird jedoch die Fortschreibung einer Preisindexreihe und damit ein Mehr-Perioden-Vergleich angestrebt. Analog zur klassischen Indextheorie wird hierzu üblicherweise ein Preisindex nach Laspeyres herangezogen, da bei diesem der Nenner konstant und damit die reine Preisänderung über mehrere Perioden vergleichbar ist. Ein hedonischer Preisindex nach Laspeyres ( $\hat{P}_{0t}^L$ ) kann analog zur klassischen Indextheorie direkt oder indirekt ermittelt werden. Bei der *direkten Ermittlung* gelten bei Schätzung mit der KQ-Methode folgende Identitäten:

$$\hat{P}_{0t}^L = \frac{\hat{w}_t^0}{\hat{w}_0^0} = \frac{\varphi^{-1}(f^t(\bar{\mathbf{z}}^0))}{\varphi^{-1}(f^0(\bar{\mathbf{z}}^0))} = \frac{\varphi^{-1}(\hat{b}_0^t + \sum_{k=1}^K \hat{b}_k^t \cdot \bar{z}_k^0)}{\varphi^{-1}(\hat{b}_0^0 + \sum_{k=1}^K \hat{b}_k^0 \cdot \bar{z}_k^0)} \quad (2.32)$$

$$= \frac{\varphi^{-1}\left(\frac{1}{N_0} \sum_{i=1}^{N_0} \widehat{\varphi}(p_i^t)\right)}{\varphi^{-1}\left(\frac{1}{N_0} \sum_{i=1}^{N_0} \widehat{\varphi}(p_i^0)\right)} \quad (2.33)$$

$$\stackrel{KQ}{=} \frac{\varphi^{-1}\left(\frac{1}{N_0} \sum_{i=1}^{N_0} \widehat{\varphi}(p_i^t)\right)}{\varphi^{-1}\left(\frac{1}{N_0} \sum_{i=1}^{N_0} \varphi(p_i^0)\right)} \quad (2.34)$$

Gleichung (2.32) wird auch als Ansatz der charakteristischen Preise (*CP-Ansatz*), Gleichung (2.33) als Ansatz der doppelten Imputation (*DI-Ansatz*) und Gleichung (2.34) als Ansatz der einfachen Imputation (*SI-Ansatz*) bezeichnet. Gleichung (2.32) und (2.33) sind hierbei stets identisch, da bei der klassischen linearen Regression  $f^t(\mathbf{z})$  stets linear in den Parametern

ist. Gleichung (2.34) gilt hingegen nur bei Schätzung der Parameter mit der KQ-Methode, da hierbei allgemein gilt:

$$\frac{1}{N_t} \sum_{i=1}^{N_t} \varepsilon_i^t = \frac{1}{N_t} \sum_{i=1}^{N_t} \varphi(p_i^t) - \frac{1}{N_t} \sum_{i=1}^{N_t} \widehat{\varphi(p_i^t)} = 0, \quad t = 0, 1, \dots, T \quad (2.35)$$

In der Literatur wird der DI-Ansatz gegenüber dem CP- und SI-Ansatz bevorzugt. Dies wird dadurch begründet, dass der DI-Ansatz prinzipiell flexibler ist als der CP-Ansatz, da theoretisch keine parametrische Schätzung vorausgesetzt wird, was jedoch beim CP-Ansatz der Fall ist. Gegenüber dem SI-Ansatz wird der Vorteil des DI-Ansatzes darin gesehen, dass sich beim DI-Ansatz durch Verwendung der Schätzwerte für beide Perioden etwaige Verzerrungen der Schätzwerte der Preise in der Berichtsperiode  $t$  und der Basisperiode  $0$  bedingt durch nicht beobachtete Variablen zumindest zu einem gewissen Grad gegenseitig ausgleichen.<sup>9</sup>

Der Preisindex nach Laspeyres ( $\hat{P}_{0t}^L$ ) kann analog zur klassischen Indextheorie auch indirekt durch Qualitätsbereinigung des Wertindex ( $\hat{W}_{0t}$ ) mit einem Qualitätsindex nach Paasche ( $\hat{Q}_{0t}^P$ ) ermittelt werden.

$$\hat{P}_{0t}^L = \hat{W}_{0t} \cdot \left(\hat{Q}_{0t}^P\right)^{-1} = \frac{\hat{w}_t^t}{\hat{w}_0^0} \cdot \left(\frac{\hat{w}_t^t}{\hat{w}_0^0}\right)^{-1} = \frac{\hat{w}_t^0}{\hat{w}_0^0} \quad (2.36)$$

Dieser Ansatz wird in der Literatur als hedonische Preisanpassung (*hedonic re-pricing*) oder hedonische Qualitätsanpassung (*hedonic quality adjustment*) bezeichnet. Dabei gilt zunächst für den Wertindex ( $\hat{W}_{0t}$ ):

$$\widehat{W}_{0t} = \frac{\hat{w}_t^t}{\hat{w}_0^0} = \frac{\varphi^{-1}(f^t(\bar{\mathbf{z}}^t))}{\varphi^{-1}(f^0(\bar{\mathbf{z}}^0))} = \frac{\varphi^{-1}\left(\frac{1}{N_t} \sum_{i=1}^{N_t} \widehat{\varphi(p_i^t)}\right)}{\varphi^{-1}\left(\frac{1}{N_0} \sum_{i=1}^{N_0} \widehat{\varphi(p_i^0)}\right)} \quad (2.37)$$

$$\stackrel{KQ}{=} \frac{\varphi^{-1}\left(\frac{1}{N_t} \sum_{i=1}^{N_t} \varphi(p_i^t)\right)}{\varphi^{-1}\left(\frac{1}{N_0} \sum_{i=1}^{N_0} \varphi(p_i^0)\right)} \quad (2.38)$$

Gleichung (2.37) gilt, da  $f^t(\mathbf{z})$  bei der klassischen linearen Regression linear in den Parametern ist. Gleichung (2.38) gilt wiederum nur bei

<sup>9</sup>Vgl. hierzu u. a. HILL 2011, HILL 2013 und DE HAAN/DIEWERT 2013a.

Schätzung mit der KQ-Methode. Gleichung (2.38) entspricht gerade einem klassischen Elementarpreisindex vom Typ A aus Abschnitt 2.2 ohne Qualitätsbereinigung. Deshalb wird üblicherweise auch bei Heteroskedastizität die KQ-Methode mit robusten Standardfehlern gegenüber der Methode der gewichteten kleinsten Quadrate zur Schätzung bevorzugt. Für den Qualitätsindex nach Paasche ( $\hat{Q}_{0t}^P$ ) ergibt sich folgende Identität.

$$(\hat{Q}_{0t}^P)^{-1} = \left( \frac{\hat{w}_t^t}{\hat{w}_t^0} \right)^{-1} = \frac{\varphi^{-1}(f^t(\bar{\mathbf{z}}^0))}{\varphi^{-1}(f^t(\bar{\mathbf{z}}^t))} = \frac{\varphi^{-1}(\hat{b}_0^t + \sum_{k=1}^K \hat{b}_k^t \cdot \bar{z}_k^0)}{\varphi^{-1}(\hat{b}_0^t + \sum_{k=1}^K \hat{b}_k^t \cdot \bar{z}_k^t)} \quad (2.39)$$

Einsetzen von Gleichung (2.38) und (2.39) in Gleichung (2.36) ergibt, dass bei der indirekten Ermittlung und der Schätzung auf Basis der KQ-Methode letztlich gilt:

$$\hat{P}_{0t}^L = \frac{\varphi^{-1}\left(\frac{1}{N_t} \sum_{i=1}^{N_t} \varphi(p_i^t)\right)}{\varphi^{-1}\left(\frac{1}{N_0} \sum_{i=1}^{N_0} \varphi(p_i^0)\right)} \cdot \frac{\varphi^{-1}(\hat{b}_0^t + \sum_{k=1}^K \hat{b}_k^t \cdot \bar{z}_k^0)}{\varphi^{-1}(\hat{b}_0^t + \sum_{k=1}^K \hat{b}_k^t \cdot \bar{z}_k^t)} \quad (2.40)$$

Aus Gleichung (2.40) wird ersichtlich, dass nur im Fall, dass keine Qualitätsänderung zwischen den Beobachtungen in den Stichproben der Basis- und Berichtsperiode auftreten ( $\bar{\mathbf{z}}^0 = \bar{\mathbf{z}}^t$ ), der Preisindex nach Laspeyres gerade dem Wertindex entspricht. Andernfalls ( $\bar{\mathbf{z}}^0 \neq \bar{\mathbf{z}}^t$ ) erfolgt eine Korrektur für den Unterschied in der Qualität der Beobachtungen in beiden Stichproben. Insgesamt gilt damit bei Schätzung mit der KQ-Methode für einen hedonischen Preisindex nach Laspeyres folgender Zusammenhang:

$$\hat{P}_{0t}^L = \frac{\varphi^{-1}\left(\frac{1}{N_t} \sum_{i=1}^{N_t} \varphi(p_i^t)\right)}{\varphi^{-1}\left(\frac{1}{N_0} \sum_{i=1}^{N_0} \varphi(p_i^0)\right)} \cdot \frac{\varphi^{-1}(\hat{b}_0^t + \sum_{k=1}^K \hat{b}_k^t \cdot \bar{z}_k^0)}{\varphi^{-1}(\hat{b}_0^t + \sum_{k=1}^K \hat{b}_k^t \cdot \bar{z}_k^t)} \quad (2.41)$$

$$= \frac{\varphi^{-1}\left(\frac{1}{N_0} \sum_{i=1}^{N_0} \widehat{\varphi(p_i^t)}\right)}{\varphi^{-1}\left(\frac{1}{N_0} \sum_{i=1}^{N_0} \widehat{\varphi(p_i^0)}\right)} \quad (2.42)$$

Die sich ergebende Preisindexformel hängt letztlich von der funktionalen Form der hedonischen Funktion ab. Tabelle 2.4 illustriert, dass sich im Fall  $\varphi(p) = p$  bzw. im Fall  $\varphi(p) = \ln(p)$  eine qualitätsbereinigte klassische Elementarpreisindexformel nach Dutot bzw. Jevons ergibt.



**Tabelle 2.4:** Hedonischer Preisindex nach Laspeyres bei Anwendung des SP-Ansatzes in Abhängigkeit von der funktionalen Form

$\varphi(p)$	Indexformel	Typ
$p$	$\widehat{P}_{0t}^L = \frac{\frac{1}{N_0} \cdot \sum_{i=1}^{N_0} \hat{p}_i^t}{\frac{1}{N_0} \cdot \sum_{i=1}^{N_0} \hat{p}_i^0} = \frac{\frac{1}{N_t} \cdot \sum_{i=1}^{N_t} p_i^t}{\frac{1}{N_0} \cdot \sum_{i=1}^{N_0} p_i^0} \cdot \frac{\hat{b}_0^t + \sum_{k=1}^K \hat{b}_k^t \cdot \bar{z}_k^0}{\hat{b}_0^t + \sum_{k=1}^K \hat{b}_k^t \cdot \bar{z}_k^t}$	Dutot
$\ln(p)$	$\widehat{P}_{0t}^L = \frac{\left(\prod_{i=1}^{N_0} \hat{p}_i^t\right)^{1/N_0}}{\left(\prod_{i=1}^{N_0} \hat{p}_i^0\right)^{1/N_0}} = \frac{\left(\prod_{i=1}^{N_t} p_i^t\right)^{1/N_t}}{\left(\prod_{i=1}^{N_0} p_i^0\right)^{1/N_0}} \cdot \frac{\exp(\hat{b}_0^t + \sum_{k=1}^K \hat{b}_k^t \cdot \bar{z}_k^0)}{\exp(\hat{b}_0^t + \sum_{k=1}^K \hat{b}_k^t \cdot \bar{z}_k^t)}$	Jevons

**TD-Ansatz** Beim Time-Dummy-Ansatz (TD-Ansatz) ergeben sich die hedonischen Funktionen  $f^t(\mathbf{z})$  der Perioden  $t = 0, \dots, T$  aus der Schätzung eines über den jeweils gesamten verfügbaren Betrachtungszeitraum  $t = 0, 1, \dots, T$  gepoolten Regressionsmodells mit Zeit-Dummy-Variablen. Hierzu werden zunächst alle Beobachtungen  $i = 1, \dots, N^*$  mit  $N^* = \sum_{t=0}^T N_t$  über den gesamten Betrachtungszeitraum  $t = 0, 1, \dots, T$  aggregiert. Auf Basis der aggregierten Daten wird folgendes Regressionsmodell geschätzt:

$$\varphi(p_i) = b_0 + \sum_{k=1}^K b_k z_{ki} + \sum_{t=1}^T \delta_t \cdot D_{ti} + \varepsilon_i, \quad i = 1, \dots, N^* \quad (2.43)$$

Dabei bezeichnen wiederum  $z_{ki} = \varphi_k(x_{ki})$  sowie  $\varphi(p_i^t)$  etwaige Transformationen der Variablen für eine allgemeine Darstellung der Preisindizes in Abhängigkeit von der Wahl der funktionalen Form sowie  $D_{ti}$  Zeit-Dummy-Variablen, die lediglich angeben, ob die Einheit  $i$  in Periode  $t$  gehandelt wurde ( $D_{ti} = 1$ ) oder nicht ( $D_{ti} = 0$ ). Bezüglich der Fehler  $\varepsilon_i$  wird gemäß der klassischen linearen Regression angenommen, dass diese unabhängig und identisch verteilt seien mit  $\mathbb{E}[\varepsilon_i | \mathbf{z}_i, \mathbf{D}_i] = 0$ ,  $\text{Var}[\varepsilon_i | \mathbf{z}_i, \mathbf{D}_i] = \sigma^2$  und  $\text{Cov}[\varepsilon_i, \varepsilon_j | \mathbf{z}_i, \mathbf{D}_i] = 0$ , sodass nach der Schätzung der Parameter  $b_0, b_1, \dots, b_K$  und  $\delta_1, \dots, \delta_T$  auf Basis der KQ-Methode insbesondere Folgendes gilt:

$$\widehat{\varphi(p_i^0)} = \hat{\mathbb{E}}[\varphi(p_i^0) | \mathbf{z}_i] = f^0(\mathbf{z}_i) = \hat{b}_0 + \sum_{k=1}^K \hat{b}_k \cdot z_{ki}, \quad t = 0 \quad (2.44)$$

$$\widehat{\varphi(p_i^t)} = \hat{\mathbb{E}}[\varphi(p_i^t) | \mathbf{z}_i] = f^t(\mathbf{z}_i) = f^0(\mathbf{z}_i) + \delta_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (2.45)$$

Der *Nachteil* des TD-Ansatzes gegenüber dem SP-Ansatz besteht darin, dass die Koeffizienten  $b_1, \dots, b_K$  zeitlich nicht variabel sind, sondern über dem Betrachtungszeitraum als konstant angenommen und geschätzt werden. Damit geht das Risiko einer Verzerrung der Schätzungen einher, da die zeitliche Variabilität der Parameter unberücksichtigt bleibt. Das Ausmaß der Verzerrung hängt davon ab, in welchem Ausmaß die Parameter tatsächlich einer zeitlichen Variabilität unterliegen. Ein weiterer Nachteil des TD-Ansatzes besteht darin, dass die aus diesem abgeleitete Preisindexreihe nicht jährlich ohne Revision der gesamten Preisindexreihe fortgeschrieben werden kann, da sich mit jeder neuen hinzukommenden Periode alle Koeffizienten und damit auch die Koeffizienten der für die Preisindexermittlung erforderlichen Zeit-Dummy-Variablen ändern. Der *Vorteil* des TD-Ansatzes besteht darin, dass durch die Aggregation der Daten über mehrere Perioden die Anzahl der Variablen pro Modell nur geringfügig ansteigt, während sich der Umfang der Stichprobe pro Modell vervielfacht. Dies wirkt sich im Vergleich zum SP-Ansatz prinzipiell positiv auf die Teststärke für relevante Hypothesentests und die Präzision der Schätzungen aus.

Die Ermittlung eines Preisindex nach Laspeyres ( $\hat{P}_{0t}^L$ ) erfolgt auf Basis der geschätzten hedonischen Funktionen analog zur Darstellung beim SP-Ansatz. Entsprechend ergibt sich bei der direkten Ermittlung des Preisindex nach Laspeyres bei Anwendung des TD-Ansatzes:

$$\hat{P}_{0t}^L = \frac{\hat{w}_t^0}{\hat{w}_0^0} = \frac{\varphi^{-1}(f^t(\bar{\mathbf{z}}^0))}{\varphi^{-1}(f^0(\bar{\mathbf{z}}^0))} = \frac{\varphi^{-1}(f^0(\bar{\mathbf{z}}^0) + \hat{\delta}_t)}{\varphi^{-1}(f^0(\bar{\mathbf{z}}^0))} \quad (2.46)$$

$$= \frac{\varphi^{-1}\left(\frac{1}{N_0} \sum_{i=1}^{N_0} \widehat{\varphi}(p_i^t)\right)}{\varphi^{-1}\left(\frac{1}{N_0} \sum_{i=1}^{N_0} \widehat{\varphi}(p_i^0)\right)} \quad (2.47)$$

$$\stackrel{KQ}{=} \frac{\varphi^{-1}\left(\frac{1}{N_0} \sum_{i=1}^{N_0} \widehat{\varphi}(p_i^t)\right)}{\varphi^{-1}\left(\frac{1}{N_0} \sum_{i=1}^{N_0} \varphi(p_i^0)\right)} \quad (2.48)$$

Unterschiede gegenüber dem SP-Ansatz werden nur aus dem CP-Ansatz gemäß Gleichung (2.46) ersichtlich. Die Darstellung gemäß dem DI-Ansatz und dem SI-Ansatz und damit die Implikationen hinsichtlich der sich

ergebenden Elementarpreisindexformel sind identisch. Umgekehrt ergibt sich bei der indirekten Ermittlung des Preisindex nach Laspeyres auf Basis des TD-Ansatzes bei Schätzung mit der KQ-Methode:

$$\hat{P}_{0t}^L = \hat{W}_{0t} \cdot \left( \hat{Q}_{0t}^P \right)^{-1} = \frac{\hat{w}_t^t}{\hat{w}_0^0} \cdot \left( \frac{\hat{w}_t^t}{\hat{w}_0^0} \right)^{-1} \quad (2.49)$$

mit

$$\hat{W}_{0t} = \frac{\varphi^{-1}(f^t(\bar{\mathbf{z}}^t))}{\varphi^{-1}(f^0(\bar{\mathbf{z}}^0))} = \frac{\varphi^{-1}\left(\frac{1}{N_t} \sum_{i=1}^{N_t} \varphi(p_i^t)\right)}{\varphi^{-1}\left(\frac{1}{N_0} \sum_{i=1}^{N_0} \varphi(p_i^0)\right)} \quad (2.50)$$

und

$$\left( \hat{Q}_{0t}^P \right)^{-1} = \frac{\varphi^{-1}(f^t(\bar{\mathbf{z}}^0))}{\varphi^{-1}(f^t(\bar{\mathbf{z}}^t))} = \frac{\varphi^{-1}(\hat{b}_0 + \sum_{k=1}^K \hat{b}_k \cdot \bar{z}_k^0 + \hat{\delta}_t)}{\varphi^{-1}(\hat{b}_0 + \sum_{k=1}^K \hat{b}_k \cdot \bar{z}_k^t + \hat{\delta}_t)} \quad (2.51)$$

Eine Besonderheit des TD-Ansatzes besteht darin, dass sich im Fall eines log-lin-Modells oder log-log-Modells ( $\varphi(p) = \ln(p)$ ) der Preisindex nach Laspeyres ausschließlich aus dem Koeffizienten der jeweiligen Zeit-Dummy-Variablen ergibt und im Vergleich zum Fall  $\varphi(p) = p$  damit insbesondere auch unabhängig ist von dem herangezogenen Warenkorb ( $\bar{\mathbf{z}}^0$ ). Dies folgt für den Fall ( $\varphi(p) = \ln(p)$ ) unmittelbar aus Gleichung (2.44) wie folgt:

$$\hat{P}_{0t}^L = \frac{\exp(\hat{b}_0 + \sum_{k=1}^K \hat{b}_k \cdot \bar{z}_k^0 + \hat{\delta}_t)}{\exp(\hat{b}_0 + \sum_{k=1}^K \hat{b}_k \cdot \bar{z}_k^t)} = \exp(\hat{\delta}_t) \quad (2.52)$$

Theoretisch wäre bezüglich des Koeffizienten  $\hat{\delta}_t$  noch eine Korrektur der Verzerrung zu berücksichtigen, die sich aus der Transformation des Kaufpreises mit dem natürlichen Logarithmus ergibt. Hierzu sei an dieser Stelle jedoch auf das Ende der Einleitung zu Kapitel 4 verwiesen.

**RW-Ansatz** Der Rolling-Window-Ansatz (RW-Ansatz) ist prinzipiell eine Variante des TD-Ansatzes. Der RW-Ansatz kann jedoch als flexibler Kompromiss zwischen den Vor- und Nachteilen des SP- und TD-Ansatzes interpretiert werden. Hierbei erfolgt prinzipiell die Schätzung einer Sequenz von jeweils über mehrere Perioden gepoolten Querschnittsmodellen. Dabei lässt sich der RW-Ansatz zunächst informell wie folgt beschreiben:

„First, one chooses a 'suitable' number of time periods (equal to or greater than two) where it is thought that the hedonic model yields 'reasonable' results; this will be the *window length* (say  $M$  periods) for the sequence of regression models which will be estimated. Secondly, an initial regression model is estimated and the appropriate indices are calculated using data pertaining to the first  $M$  periods in the data set. Next, a second regression model is estimated and the appropriate indices are calculated for this new regression model but only the rate of increase of the index going from period  $M$  to  $M + 1$  is used to update the previous sequence of  $M$  index values. This procedure is continued with each successive regression dropping the data for the next period, with one new update factor being added with each regression.“ (DIEWERT 2010, 2013a)

Formal erfolgt bei einer gewählten Anzahl von  $M \geq 2$  Perioden pro Modell die Schätzung jeweils eines gepoolten Querschnittsmodells

$$\varphi(p_i) = b_0 + \sum_{k=1}^K b_k \cdot z_{ki} + \sum_{t=\tau+1}^{\tau+M-1} \delta_t \cdot D_{ti} + \varepsilon_i \quad (2.53)$$

mit der jeweiligen Basisperiode  $\tau = 0, 1, \dots, T - M - 1$ . Die Ermittlung der Preisindizes auf Basis der jeweiligen Modelle erfolgt analog der Darstellung beim TD-Ansatz. Aus dem Basismodell ( $\tau = 0$ ) ergibt sich zunächst folgende Preisindexreihe:

$$\hat{P}_{0,1}, \dots, \hat{P}_{0,m-1} \quad (2.54)$$

Aus den Folgemodellen mit dem Basisjahr  $\tau = 1, \dots, T - M - 1$  wird jeweils nur der Preisindex der Periode  $\tau + M - 1$  gegenüber  $\tau = 1, \dots, T - M - 1$  ermittelt.

$$\hat{P}_{\tau,\tau+M-1}, \quad \tau = 1, \dots, T - M + 1 \quad (2.55)$$

Diese werden anschließend jeweils durch Verkettung wie folgt auf das Basisjahr 0 umgerechnet:

$$\hat{P}_{0,\tau+M-1} = \hat{P}_{\tau,\tau+M-1} \cdot \hat{P}_{0,\tau}, \quad \tau = 1, \dots, T - M + 1 \quad (2.56)$$

Der *Vorteil* gegenüber dem TD-Ansatz besteht darin, dass durch die Verkettung zumindest nach anfänglich  $M$  Perioden eine Preisindexreihe periodenweise ohne eine Revision der gesamten Preisindexreihe fortgeschrieben werden kann. Darüber hinaus werden die Koeffizienten  $b_1, \dots, b_K$  jeweils nur über  $M$  Perioden bei der Schätzung konstant gehalten, sodass

mit jedem Folgemodell eine Aktualisierung der Koeffizienten erfolgt. Dennoch bleibt der *Vorteil* einer größeren Stichprobe pro Modell gegenüber dem SP-Ansatz durch die Aggregation von Daten über mehrere Perioden mit einem positiven Effekt auf die Teststärke und die Präzision erhalten. In diesem Sinne kann der RW-Ansatz als Kompromiss zwischen dem SP- und TD-Ansatz interpretiert werden. Dabei gilt, je höher (geringer) die Anzahl Perioden  $M$  pro Modell, desto mehr nähert sich der RW-Ansatz dem TD-Ansatz (SP-Ansatz) an. Im Rahmen der späteren Arbeit wird zudem der RW-Ansatz im Spezialfall ( $M = 2$ ) in Anlehnung an BRACHINGER 2002 als True-Adjacent-Period-Ansatz (TA-Ansatz) bezeichnet.

## 2.4 Zusammenfassung und Fazit

In Abschnitt 2.1 wurde skizziert, dass die Prognose der Preisentwicklung für Wohneigentum deutlich komplexer ist als bei vielen anderen Gütern. Dies ist darin begründet, dass zur Prognose (1) die Abhängigkeiten zwischen verschiedenen Teilmärkten (Mietmarkt, Wiederverkauf, Erstverkauf etc.) sowie (2) verzögerte Anpassungen der Nachfrage und des Angebots zu berücksichtigen sind. Letztere führen zu typischen zyklischen Schwankungen endogener Variablen (Preise, Mieten etc.) und der Notwendigkeit dynamischer Mehrgleichungsmodelle zur Prognose der Marktentwicklung.

Hedonische Modelle zu Kauf-, Miet- und Bodenpreisen sind einerseits die Grundlage zur Ableitung für die Marktwertermittlung erforderlicher Parameter sowie andererseits zur Konstruktion hedonischer Indexreihen zu Kauf-, Miet- und Bodenpreisen. Letztere wiederum sind eine wesentliche Voraussetzung zur Schätzung dynamischer Mehrgleichungsmodelle und damit zur Marktprognose. Umgekehrt erfordert die Marktwertermittlung zur Fortschreibung des vorläufigen Marktwertes auf den Bewertungsstichtag eine Prognose der Preisentwicklung über mindestens 2 Jahre. Die größte Herausforderung im Hinblick auf die Marktprognose besteht in der Verfügbarkeit langer Zeitreihen zu relevanten exogenen und endogenen Variablen über mindestens 30 Jahre. Für die meisten relevanten Variablen liegen lange Zeitreihen auch, sofern erforderlich, auf regionaler Ebene vor. Das größte Problem besteht hierbei aktuell auf regionaler Ebene in der

mangelnden Verfügbarkeit langer Zeitreihen zur Kauf-, Miet- und Bodenpreisentwicklung.

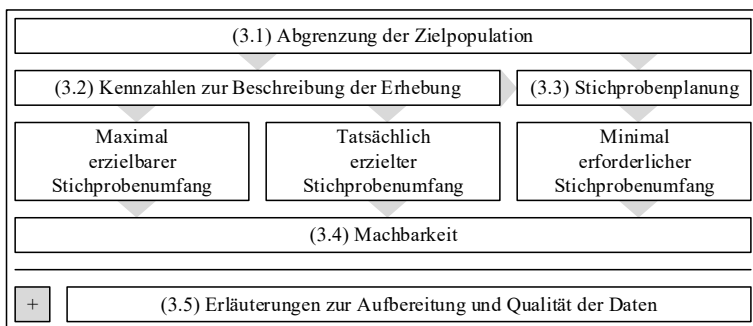
In Abschnitt 2.2 wurde die Notwendigkeit hedonischer Preisindizes kurz dargelegt. Diese ergibt sich daraus, dass besondere Charakteristika der Transaktionen von Wohneigentum dazu führen, dass wesentliche Prämissen klassischer Elementarpreisindizes nicht erfüllt sind. Klassische Elementarpreisindizes setzten zwei Prämissen voraus: erstens, dass von Periode zu Periode die Preise identischer Repräsentanten eines Gutes beobachtbar sind und damit die Zusammensetzung der Stichprobe von Periode zu Periode identisch ist und zweitens, dass sich die Qualität der Repräsentanten des Gutes im Sinne der Ausprägungen in charakteristischen Merkmalen von Periode zu Perioden nicht verändert. Jede Wohneinheit hingegen ist, nicht zuletzt bedingt durch die Einzigartigkeit ihrer Lage, stets ein Unikat. Wohneinheiten werden nicht regelmäßig wiederholt, werden teilweise während ihrer gesamten Nutzungsdauer überhaupt nicht wiederholt gehandelt und unterliegen bedingt durch Alterung, Instandsetzung und Modernisierung einer zeitlichen Veränderung hinsichtlich ihrer Qualität. Abweichungen von den beiden Prämissen sind damit bei Transaktionen von Wohneinheiten üblich. Diese führen jedoch ohne Korrektur zu einer Verzerrung bei der Messung der reinen Preisänderung. Die beste Möglichkeit zur Messung der reinen Preisänderung bei Transaktionen von Wohneinheiten besteht in der Anwendung der hedonischen Regression. Auf deren Basis ist es möglich, die reine Preisänderung eines fiktiven repräsentativen Warenkorbobjektes mit konstanter Qualität zu messen.

Abschließend wurden vier hedonische Ansätze zur Schätzung hedonischer Funktionen für die Konstruktionen hedonischer Preisindizes als methodische Grundlage für den weiteren Verlauf der Arbeit eingeführt: Der Single-Period-Ansatz (SP-Ansatz), der Time-Dummy-Ansatz (TD-Ansatz), der Rolling-Window-Ansatz (RW-Ansatz) und als Spezialfall des RW-Ansatzes der True-Adjacent-Period-Ansatz (TA-Ansatz).



# 3 Machbarkeit von hedonischen Preisindizes für Wohneigentum in Karlsruhe

In diesem Kapitel folgt die Analyse der Machbarkeit von Preisindizes für einzelne Schichten der Zielpopulation eines Preisindex für Wohneigentum, im Stadtgebiet Karlsruhe. Grundlage sind durch den Gutachterausschuss Karlsruhe (GAA Karlsruhe) erhobene Daten zu Transaktionen von Wohneigentum, die im Stadtgebiet Karlsruhe von 2001 bis 2014 erfolgten. Abbildung 3.1 gibt den logischen Aufbau des Kapitels wieder.



**Abbildung 3.1:** Logik und Struktur der Machbarkeitsanalyse

In Abschnitt 3.1 wird die *Zielpopulation* des Preisindex für Wohneigentum abgegrenzt. Dies umfasst die Festlegung der *statistischen Einheit*, der *Schichtung* sowie der *Bezugsgröße* der Zielpopulation. Der angestrebte Preisindex wird im Rahmen dessen auch von in der amtlichen Statistik



bestehenden Typologien nationaler Preisindizes abgegrenzt und die Bedeutung der Gutachterausschüsse in Deutschland für den Auf- und Ausbau der amtlichen Immobilienpreisstatistik kurz skizziert. Ziel der vorliegenden Arbeit ist es, regionale Preisindizes für Karlsruhe entsprechend der Typologie nationaler Häuserpreisindizes als Grundlage für die Marktwertermittlung und Marktanalyse zu ermitteln.

In Abschnitt 3.2 werden wesentliche *Kennzahlen der Erhebung* des GAA Karlsruhe in den einzelnen Schichten der Zielpopulation ermittelt. Primäres Ziel ist die Ermittlung und Analyse des jährlich *maximal erzielbaren* und *tatsächlich erzielten Stichprobenumfangs* als Grundlage der späteren Machbarkeitsanalyse. Ergänzend wird am Beispiel der Ermittlung von *Rücklaufquoten* auf aktuelle Schwachpunkte in der Erfassung von Metadaten zur Analyse und Verbesserung des Erhebungsprozesses eingegangen.

In Abschnitt 3.3 folgt die Planung des erforderlichen Umfangs der Stichprobe für eine hinreichende Teststärke sowie eine hinreichende Präzision der Schätzungen im Rahmen der multiplen linearen Regression. Primäres Ziel ist die Ermittlung des *mindestens erforderlichen Stichprobenumfangs* pro Modell und Periode als *Benchmark* für die spätere Machbarkeitsanalyse. Dieser kann künftig auch als Orientierungswert für die Planung der Erhebungen und Analysen herangezogen werden.

In Abschnitt 3.4 wird die *theoretische* und *praktische Machbarkeit* von Preisindizes für einzelne Schichten der Zielpopulation bewertet. Hierzu werden *maximal erzielbare* sowie *tatsächlich erzielte Stichprobenumfänge* pro Jahr aus Abschnitt 3.2 mit dem *Benchmark* aus Abschnitt 3.3 verglichen. Hieraus sind Empfehlungen zur Wahl des hedonischen Ansatzes, zur Wahl der Periodizität der Preisindizes sowie zur künftigen Erhebung und Anwendung ableitbar.

Abschließend folgen Anmerkungen zur *Aufbereitung und Qualität der Daten* (Abschnitt 3.5). Diese umfassen eine Beschreibung der Vollständigkeit der Daten, der Behandlung fehlender Werte sowie einzelner Probleme wie feststellbare systematische Messfehler oder mögliche Verzerrungen durch aktuelle Schwachstellen im Datenmodell des GAA Karlsruhe. Die einzelnen Abschnitte und das Kapitel selbst enden jeweils mit einer *Zusammenfassung* wesentlicher Inhalte.

## 3.1 Abgrenzung der Zielpopulation

Die Zielpopulation bezeichnet allgemein die Gesamtheit statistischer Einheiten, deren Eigenschaften durch eine Stichprobe beschrieben werden sollen.<sup>1</sup> Entsprechend ist die *Zielpopulation* eines Preisindex als Gesamtheit *statistischer Einheiten* definierbar, deren Preisentwicklung beschrieben werden soll.

Neben der *statistischen Einheit* ist zur Abgrenzung der Zielpopulation auch deren *Bezugsgröße* festzulegen. Diese entspricht bei einem Preisindex entweder der Gesamtheit *potenziell handelbarer* oder *tatsächlich gehandelter* Einheiten. Die Bezugsgröße ist analytisch von der *Auswahlpopulation* zu unterscheiden. Letztere bezeichnet allgemein die Teilmenge der Zielpopulation, aus der tatsächlich die Stichprobe erfolgt, also jener Einheiten in der Zielpopulation, die tatsächlich beobachtbar sind.<sup>2</sup> Bei einem Preisindex entspricht die Auswahlpopulation damit maximal der Gesamtheit tatsächlich gehandelter Einheiten, da nur für diese Preise beobachtbar sind.

Sind Bezugsgröße und Auswahlpopulation nicht identisch, dann stellt eine einfache Zufallsstichprobe aus der Auswahlpopulation nicht zwangsweise die Repräsentativität für die Zielpopulation sicher. Nicht zuletzt deshalb beruhen Preisindizes üblicherweise auf einer *geschichteten Stichprobe*.<sup>3</sup> Dabei erfolgt die Einteilung der Zielpopulation in verschiedene Schichten möglichst homogener Einheiten. Pro Periode und Schicht erfolgt eine Zufallsstichprobe aus der *Auswahlpopulation* sowie die Schätzung eines Preisindex. Anschließend erfolgt eine gewichtete Aggregation der Preisindizes einzelner Schichten zu einem Preisindex für die gesamte Zielpopulation. Gewichtungen entsprechen hierbei idealerweise den Umsatzanteilen der einzelnen Schichten in der *Bezugsgröße*. Insgesamt ergeben sich drei wesentliche Vorteile gegenüber einer einfachen Stichprobe<sup>4</sup>:

---

<sup>1</sup>Vgl. DÖRING/BORTZ 2016, S. 294 ff., SCHNELL/HILL/ESSER 2011, S. 257 ff. und LOHR 2010, S. 3 ff.

<sup>2</sup>Vgl. DÖRING/BORTZ 2016, S. 294 ff., SCHNELL/HILL/ESSER 2011, S. 257 ff. und LOHR 2010, S. 3 ff.

<sup>3</sup>Vgl. ILO 2004, IMF 2004 und EUROSTAT 2013a.

<sup>4</sup>Vgl. SCHNELL/HILL/ESSER 2011, S. 271 f. und LOHR 2010, S. 73 ff.

- *Präzision*: Mit zunehmender Anzahl Schichten nimmt die Homogenität innerhalb der Schichten zu, der Stichprobenumfang der Schichten jedoch ab. Sofern ein hinreichender Stichprobenumfang pro Schicht gewährleistet ist, steigt mit zunehmender Anzahl Schichten entsprechend die Präzision der Schätzung an.
- *Repräsentativität*: Die Gewichtung stellt die Repräsentativität unabhängig vom Stichprobenumfang der Schichten und der Wahl der Bezugsgröße sicher. Stichprobenumfänge sind damit nach anderen Zielen, wie hinreichender Präzision, planbar und die Bezugsgröße muss nicht der Auswahlpopulation entsprechen.
- *Anwendungsvielfalt*: Neben dem aggregierten Preisindex sind Preisindizes einzelner Schichten verfügbar, die für praktische Anwendungen von größerer Bedeutung sein können als der aggregierte Preisindex.

Insgesamt ist die Zielpopulation eines Preisindex damit allgemein als Gesamtheit statistischer Einheiten definierbar, deren Preisentwicklung beschrieben werden soll. Die Abgrenzung der Zielpopulation umfasst allgemein die Festlegung der statistischen Einheit, der Schichten sowie der Bezugsgröße. Dies erfolgt hier nun im Speziellen für einen Preisindex von Wohneigentum.

### 3.1.1 Festlegung der statistischen Einheit

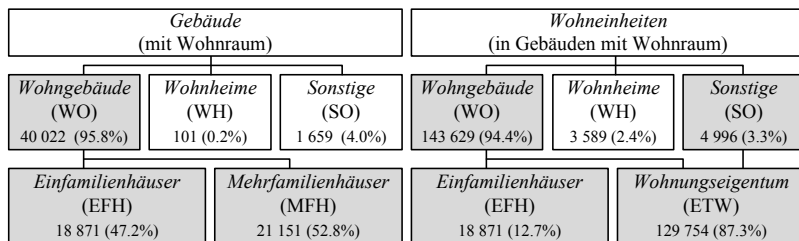
Die statistische Einheit eines Preisindex für Wohneigentum sollte jener Einheit entsprechen, in der Wohneigentum üblicherweise gehandelt wird. Analog zur Erfassung des Bestands, gemäß Mikrozensus 2011, bieten sich *Gebäude* (mit Wohnraum) oder *Wohneinheiten* (in diesen Gebäuden) als statistische Einheit an.<sup>5</sup> Abbildung 3.2 gibt die Struktur des Bestands im Stadtgebiet Karlsruhe, gemäß Mikrozensus 2011, im Vergleich zur möglichen Abgrenzung der statistischen Einheit eines Preisindex für Wohneigentum wieder.

Bei *Gebäuden* empfiehlt sich, gegenüber dem Mikrozensus 2011, eine Beschränkung auf *Wohngebäude* (WO). Dies ist darin begründet, dass die

---

<sup>5</sup>Vgl. STBA 2015a.

Bestände von *Wohnheimen* (WH) und *sonstigen Gebäuden mit Wohnraum* (SO) so gering sind, dass für diese nicht hinreichend Preise für einen Preisindex beobachtbar sein dürften. Auf Grund der Heterogenität von Wohngebäuden empfiehlt sich eine Schichtung nach der Anzahl der Wohneinheiten im Gebäude, mindestens aber in *Ein-* (EFH) und *Mehrfamilienhäuser* (MFH).



□ Kaufpreisindex

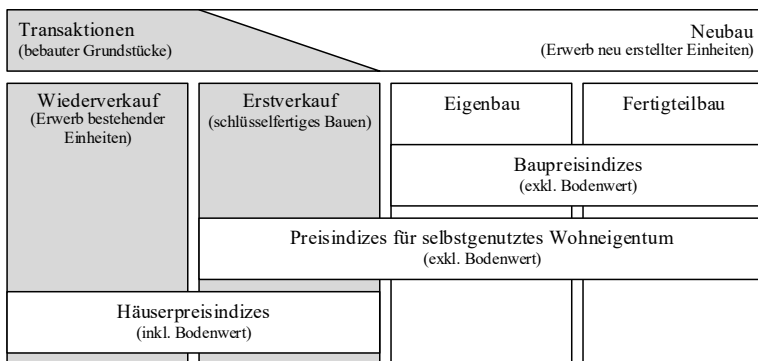
**Abbildung 3.2:** Abgrenzung der statistischen Einheit eines Preisindex für Wohneigentum im Vergleich zur Struktur des Bestands gemäß Mikrozensus 2011 im Stadtgebiet Karlsruhe. *Quellen:* STBA2015c und 2015d

Bei *Wohneinheiten* empfiehlt sich, gegenüber dem Mikrozensus 2011, eine Beschränkung auf *Wohn- und Nichtwohngebäude* (WO und SO). Dies ist darin begründet, dass Wohneinheiten in Wohnheimen in der Regel keine Wohnungen (im Sinne § 3 (4) und § 7 (4) WEG) darstellen und damit üblicherweise rechtlich nicht als Wohnungseigentum handelbar sind. Aufgrund der Heterogenität von Wohneinheiten (in WO und SO) empfiehlt sich eine Schichtung in *Einfamilienhäuser* (EFH) und *Wohnungseigentum* (ETW).

Prinzipiell dürften Wohneinheiten als statistische Einheit eines Preisindex zu bevorzugen sein. Dies ist darin begründet, dass Verkäufer, sofern kein Zwang zu einem schnellen Verkauf besteht, ihren Umsatz dadurch maximieren, dass diese nicht Gebäude als eine Einheit, sondern Wohneinheiten in diesen einzeln veräußern. Darüber hinaus sind Wohneinheiten deutlich homogenere Einheiten als Wohngebäude. Eine abschließende Entscheidung erfolgt erst in Abschnitt 3.4 im Rahmen der Machbarkeitsanalyse.

### 3.1.2 Festlegung der Schichtung

Im Rahmen eines Pilotprojektes des Statistischen Amtes der EU (Eurostat) und der Statistischen Ämter der EU-Mitgliedstaaten im Zeitraum 2002 bis 2012 erfolgte die Prüfung der Machbarkeit eines harmonisierten europäischen Systems nationaler Preisindizes für Wohneigentum.<sup>6</sup> Seit 2013 sind die EU-Mitgliedstaaten zur Ermittlung nationaler *Häuserpreisindizes* (HPI) und *Preisindizes für selbstgenutztes Eigentum* (PI-OOH) nach einheitlichen Standards verpflichtet.<sup>7</sup> Gemeinsam mit den nationalen *Baupreisindizes* (BPI) stehen damit künftig drei Typologien nationaler Preisindizes für Wohneigentum in der amtlichen Statistik zur Verfügung. Grundlegend für diese ist eine Schichtung und Abgrenzung der Zielpopulation nach Arten des Eigentumserwerbs (vgl. Abbildung 3.3).



**Abbildung 3.3:** Typologien nationaler Preisindizes für Wohneigentum in der amtlichen Statistik. *Quelle:* Eigene Darstellung in Anlehnung an DECHENT (2006a, 2011) sowie EUROSTAT (2012, 2013b)

Hinsichtlich der Erwerbsart wird unterschieden zwischen dem *Wiederverkauf* (WV) als Erwerb bestehender und dem *Neubau* (NB) als Erwerb neu erstellter Einheiten. Beim Neubau wird weiter differenziert zwischen dem *Erstverkauf* (EV) als Erwerb schlüsselfertig erstellter Einheiten vom Bauträger, dem *Eigenbau* (EB) als Erwerb von Bauleistungen zur Erst-

<sup>6</sup>Vgl. DECHENT 2004, 2006a, 2006b, 2008a, 2008b, 2010, 2011 und 2012.

<sup>7</sup>Vgl. EU 2013, EU 2016, EUROSTAT 2012 und EUROSTAT 2013b.

lung konventioneller Bauwerke und dem *Fertigteilbau* (FB) als Erwerb von Bauleistungen zur Erstellung vorgefertigter Bauwerke. Beim *Wieder-* (WV) und *Erstverkauf* (EV) liegen *Transaktionen bebauter Grundstücke* vor, sodass *Kaufpreise* (inkl. Bodenwert) erfasst werden. Beim Eigenbau (EB) und Fertigtbau (FB) folgt der Erwerb von Bauleistungen getrennt vom Grunderwerb, sodass lediglich *Baupreise* (exkl. Bodenwert) für Bauleistungen erfasst werden.<sup>8</sup>

*Baupreisindizes* (BPI) beschreiben die Baupreisentwicklung (exkl. Bodenwert) im Eigen- und Fertigteilbau. *Häuserpreisindizes* (HPI) beschreiben die Kaufpreisentwicklung (inkl. Bodenwert) im Wieder- und Erstverkauf. *Preisindizes für selbst genutztes Wohneigentum* (PI-OOH) beschreiben die Preisentwicklung beim Neubau (exkl. Bodenwert) durch private Haushalte, zum Zweck der Selbstnutzung. Beim Erstverkauf sind die Kaufpreise bei den PI-OOH entsprechend um den Bodenwertanteil bereinigt.<sup>9</sup> Die PI-OOH dienen zur Ergänzung des europäischen Systems harmonisierter nationaler Verbraucherpreisindizes. Diese berücksichtigten bislang nur die Mietpreisentwicklung, obgleich die Eigentumsquote in den EU-Mitgliedstaaten stark variiert.<sup>10</sup> Die BPI und HPI sind zwar einerseits Voraussetzung zur Ermittlung der PI-OOH, stellen jedoch andererseits auch jeweils für sich genommen wichtige Indikatoren dar. Die BPI gelten hierbei seit Langem bereits als Schlüsselindikatoren der Bauwirtschaft. Die HPI gelten auf europäischer und internationaler Ebene als Schlüsselindikatoren der allgemeinen wirtschaftlichen Entwicklung sowie der Stabilität des Finanzsystems und wurden vor allem vor dem Hintergrund der Wirtschafts- und Finanzkrise eingeführt:

„Der Häuserpreisindex [...] wurde in die Liste der wichtigsten europäischen Wirtschaftsindikatoren (PEEI – Principle European Economic Indicators) aufgenommen. Er zählt somit künftig zu den Schlüsselindikatoren zur Begutachtung der monetären und wirtschaftlichen Entwicklung in der EU. Als Folge der Finanzmarkt- und Wirtschaftskrise in den Jahren 2008/2009 rechnet der Internationale Währungsfonds den Häuserpreisindex mittlerweile außerdem zu den 'Principal Global Indicators', also den wichtigsten globalen beziehungsweise internationalen Indikatoren zur Beobachtung der wirtschaftlichen und finanzwirtschaftlichen Entwicklung in den jeweiligen Ländern. Darüber hinaus zählt der Häuserpreisindex auch zu den 'Financial Soundness Indicators' des internationalen Währungsfonds, anhand derer die Stabilität der nationalen Finanzsysteme beurteilt werden soll. Nach den Erfahrungen aus der Finanzmarkt-

---

<sup>8</sup>Vgl. DECHENT 2006a und 2011.

<sup>9</sup>Vgl. DECHENT 2006a und 2011.

<sup>10</sup>Vgl. DECHENT 2004 und 2006b sowie EU 2016.

und Wirtschaftskrise kommt dem frühzeitigen Erkennen von Immobilienpreisblasen ein ganz besonderer Stellenwert zu, um in Zukunft finanzwirtschaftliche Ungleichgewichte rechtzeitig abwenden zu können. Aus diesem Grund baut die Europäische Kommission inzwischen ein Frühwarnsystem auf, das ein Set an Indikatoren (Scoreboard of Indicators) einschließt, welches ebenfalls den Häuserpreisindex umfasst.“ (DECHENT 2011)

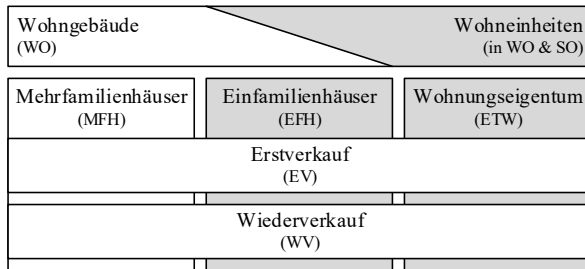
Für die Marktanalyse und Wertermittlung sind nur BPI und HPI relevant. Erstere dienen der Fortschreibung der Normalherstellungskosten (NHK) im Sachwertverfahren. Letztere dienen zur zeitlichen Marktanpassung in allen drei Verfahren der Marktwertermittlung. Unter der Annahme, dass sich regionale Unterschiede beim Neubau maßgeblich über das Bodenpreisniveau ergeben, sind nationale BPI in Verbindung mit regionalen Bodenpreisindizes hinreichend. Allerdings wären zwingend regionale HPI erforderlich. Entsprechend sind für Investoren, Banken und Kommunen sowie für Wertermittler vor allem regionale HPI relevant:

„In diesem Zusammenhang soll - insbesondere, um den Bedarf wichtiger Nutzer wie der Europäischen Zentralbank und der Deutschen Bundesbank zu berücksichtigen - auch geprüft werden, in welchem Ausmaß sich die Preisindizes für neue und gebrauchte Wohngebäude regional differenzieren lassen.“ (DECHENT 2008a)

Eine Regionalisierung erfolgte bislang nicht. Im Rahmen dieser Arbeit wird noch ersichtlich, dass eine Regionalisierung zumindest nicht nach denselben Standards wie bei den nationalen HPI machbar sein dürfte. Aus Sicht des statistischen Bundesamtes ist eine Regionalisierung zur Erfüllung der aktuellen europäischen Berichtspflichten aktuell nicht erforderlich. Allerdings betont die EU ausdrücklich, dass eine Ausdehnung der Informationspflichten auf regionaler Ebene durchaus als Option angesehen wird:

„Mit dieser Verordnung soll ein gemeinsamer Rahmen für die Entwicklung, Erstellung und Verbreitung harmonisierter Verbraucherpreisindizes und des Häuserpreisindex (HPI) auf Ebene der Union sowie auf nationaler Ebene geschaffen werden. Dies schließt jedoch nicht aus, dass der Gesetzgeber künftig die Anwendung des Rahmens erforderlichenfalls auf die subnationale Ebene ausweiten kann.“ (EU 2016)

Im Rahmen dieser Arbeit wird ein regionaler Preisindex für das Stadtgebiet Karlsruhe entsprechend der Typologie des nationalen HPI angestrebt. Aus diesem Grund folgt je nach Wahl der statistischen Einheit (Wohngebäude oder Wohneinheiten) deren Schichtung zum einen nach dem Vertragsgegenstand (MFH, EFH, ETW) und zum anderen nach der Erwerbsart (EV, WV). (vgl. Abbildung 3.4)



**Abbildung 3.4:** Schichtung der Zielpopulation in Abhängigkeit von der Wahl der statistischen Einheit

Wohneinheiten sind, wie bereits erwähnt, vermutlich als statistische Einheit zu bevorzugen. Im Rahmen des nationalen HPI sind entsprechend den europäischen Vorgaben ebenfalls Wohneinheiten als statistische Einheit festgelegt. Eine abschließende Entscheidung bezüglich der Wahl der statistischen Einheit erfolgt, wie bereits erwähnt, erst in Abschnitt 3.4 im Rahmen der Machbarkeitsanalyse.

Abschließend seien einige Anmerkungen zur Rolle der Gutachterausschüsse (GAA) beim Aufbau und der Weiterentwicklung der amtlichen Immobilienpreisstatistik erlaubt. Die Erhebung von Transaktionen bebauter Grundstücke erfolgt in Deutschland durch die GAA. Für das Statistische Bundesamt ergab sich die größte Herausforderung bei der Erstellung nationaler HPI aus der Notwendigkeit der Integration der GAA als externe Datenquellen:

„Das Hauptproblem [...] besteht vor allem in der äußerst unterschiedlichen Organisation der GAA in den einzelnen Bundesländern. So sind die GAA teilweise auf Kreis-, teilweise aber auch auf Gemeindeebene angesiedelt. Zudem sind die angesprochenen Kaufpreissammlungen der GAA nicht harmonisiert, sodass erhebliche Probleme hinsichtlich der Koordination sowie der Vereinheitlichung dieser Kaufpreissammlungen auftraten. Das vorliegende Datenmaterial der GAA ist außerordentlich heterogen und die Aktualität der Daten unterscheidet sich teilweise erheblich. Ferner sind die GAA selbstständige und unabhängige Gremien, die weder weisungsgebunden noch verpflichtet sind, statistische Daten in Bezug auf die Erfassung des selbst genutzten Wohneigentums zur Verfügung zu stellen.“ (DECHENT 2004)

Das Statistische Bundesamt begegnete der Problematik im Rahmen des Pilotprojektes mit der Standardisierung einer Liste relevanter Merkmale



und einer Beschränkung auf GAA aus zunächst nur 7 Bundesländern.<sup>11</sup> Im Jahr 2011 wurden IT-Schnittstellen für einen automatisierten Datenexport in Kooperation mit den Softwareanbietern der Kaufpreissammlungen der GAA eingeführt.<sup>12</sup> Die IT-Schnittstellen gewährleisteten seit 2012 einen automatisierten Datenexport und eine mit Ausnahme des Landes Baden-Württemberg vollständige Abdeckung aller GAA in allen Bundesländern:

„Als Berichtsstellen [...] sollen zu Beginn der Erhebung etwa 460 Gutachterausschüsse [...] herangezogen werden. Damit werden mit Ausnahme von Baden-Württemberg alle Gutachterausschüsse in Deutschland in die Erhebung einbezogen. In Baden-Württemberg werden [...] vorerst nur die 100 Gutachterausschüsse in Gemeinden mit 20 000 und mehr Einwohnern berücksichtigt. Dies ist durch die besondere Situation der Gutachterausschüsse in Baden-Württemberg begründet, da diese hier im Verantwortungsbereich der Gemeinden liegen und es somit rund 1 000 Gutachterausschüsse gibt. [...] Eine weiter verbesserte Abdeckung beziehungsweise eine bessere Abbildung auch der Preise für Wohnimmobilien in Baden-Württemberg soll in den kommenden Jahren erreicht werden.“ (DECHENT 2012)

Der Gesetzgeber reagierte ebenfalls auf die Problematik. Dies wird mit der Novellierung des § 198 BauGB ab dem 01.07.2009 deutlich. Seit diesem Zeitpunkt ist gemäß § 198 (1) BauGB, erstmals verpflichtend, in allen Bundesländern mit mehr als zwei GAA, ein Oberer Gutachterausschuss (OGAA) oder eine Zentrale Geschäftsstelle (ZGS) einzurichten. Seit dem 01.07.2009 besteht deren Aufgabe gemäß § 198 (2) BauGB explizit in der Erstellung überregionaler Marktberichte. Seit dem 20.12.2013 sind diese gemäß § 198 (2) BauGB explizit auch verpflichtet, einen Beitrag zur bundesweiten Markttransparenz zu leisten.

Tabelle 3.1 gibt die Liste der Bundesländer aufsteigend sortiert nach der Anzahl lokaler GAA sowie die Umsetzung der Pflicht zur Einrichtung eines OGAA (bzw. einer ZGS) und ggf. dessen (deren) Sitz im Jahr 2015 wieder. Die geringste Anzahl lokaler GAA ergibt sich in den Stadtstaaten Bremen, Hamburg und Berlin sowie in den Flächenländern Sachsen-Anhalt und Niedersachsen. Die größte Anzahl lokaler GAA ergibt sich in den Flächenländern Nordrhein-Westfalen, Bayern und Baden-Württemberg. Die mit weitem Abstand größte Anzahl lokaler GAA ergibt sich im Flächenland Baden-Württemberg. Im Jahr 2015 sowie auch aktuell ist Baden-Württemberg das einzige Bundesland, das die Verpflichtung zur Einrichtung eines OGAA bzw. einer ZGS noch nicht erfüllt hat.

<sup>11</sup>Vgl. DECHENT 2004, 2008a und 2012.

<sup>12</sup>Vgl. DECHENT 2012.

**Tabelle 3.1:** Umsetzung der Pflicht gemäß § 198 (1) BauGB zur Einrichtung eines Oberen Gutachterausschusses oder einer Zentralen Geschäftsstelle nach Bundesländern

Bundesland	Anzahl GAAs	Einrichtung OGAA/ZGS		
		Pflicht	Erfüllung	Sitz
Hamburg	1	nein	ja	Hamburg
Berlin	1	nein	ja	Berlin
Sachsen-Anhalt	1	nein	ja	Magdeburg
Bremen	2	nein	ja	Bremen
Niedersachsen	2	nein	ja	Oldenburg
Saarland	7	ja	ja	Saarbrücken
Mecklenburg-Vorpommern	8	ja	ja	Schwerin
Thüringen	9	ja	ja	Erfurt
Rheinland-Pfalz	12	ja	ja	Koblenz
Sachsen	13	ja	ja	Dresden
Schleswig-Holstein	15	ja	ja	Lübeck
Brandenburg	16	ja	ja	Frankfurt a.O.
Hessen	45	ja	ja	Wiesbaden
Nordrhein-Westfalen	77	ja	ja	Düsseldorf
Bayern	96	ja	ja	Landshut
Baden-Württemberg	910	ja	nein	-

*Quelle:* In Anlehnung an AKOGA 2015

Die Erfüllung der Aufgaben der OGAA/ZGS gemäß § 198 (2) BauGB erfolgt in der Praxis durch Erstellung eines jährlichen Marktberichts für das jeweilige Bundesland sowie eines Beitrags zum vom Arbeitskreis der Gutachterausschüsse und Oberen Gutachterausschüsse (AKOGA) alle 2 Jahre veröffentlichten bundesweiten Marktbericht. Insgesamt fungieren die OGAA/ZGS (der AKOGA) damit als Datensammelstellen auf Ebene der Länder (des Bundes) und vollziehen notwendigerweise auf dieser Ebene eine Harmonisierung der Daten. Langfristig dürfte dies auch zur Harmonisierung der Daten der lokalen GAA führen. Insbesondere den OGAA/ZGS dürfte im Rahmen des Auf- und Ausbaus der amtlichen Immobilienpreisstatistik eine zentrale Rolle als eine Art Landesmessstelle zukommen, ähnlich der Rolle der Statistischen Ämter der Länder bei anderen Erhebungen. Umfang und Qualität der Daten hängen jedoch vom Organisationsgrad sowie von der finanziellen und personellen Ausstattung der lokalen GAA ab.

Eine Stärkung der GAA hinsichtlich Ausstattung und Organisationsgrad liegt angesichts deren Bedeutung für die amtliche Statistik im Interesse des Bundes sowie der GAA selbst. Insbesondere in Bundesländern wie Baden-Württemberg, in denen die GAA auf kommunaler Ebene angesiedelt

sind und deren Ausstattung vom Haushalt und der Größe der Kommune abhängt, sind Interessenskonflikte zwischen Bund und Kommunen denkbar. Hier wären GAA ggf. von Bund oder Land mitzufinanzieren, damit eine Erhöhung von Umfang und Qualität der Daten möglich ist. Eine Bündelung der GAA, auf Ebene der Stadt- und Landkreise sowie kreisfreier Städte, dürfte den Organisationsgrad der GAA in Baden-Württemberg erhöhen und damit nicht zuletzt vor allem in ländlichen Regionen auch die Verfügbarkeit von für die Marktwertermittlung erforderlichen Parametern verbessern.

### 3.1.3 Festlegung der Bezugsgröße

Die *Bezugsgröße* der Zielpopulation kann, wie bereits erwähnt, entweder der Gesamtheit potenziell handelbarer (Bestand) oder tatsächlich gehandelter Einheiten (Transaktionen) entsprechen. Die *Auswahlpopulation* hingegen entspricht stets maximal der Gesamtheit tatsächlich gehandelter Einheiten (Transaktionen), da nur für diese tatsächlich Preise beobachtbar sind. Die Wahl der Bezugsgröße determiniert die inhaltliche Interpretation des aggregierten Preisindex und die zur Aggregation der Preisindizes einzelner Schichten erforderlichen Gewichtungen.<sup>13</sup> (vgl. Abbildung 3.5)

<i>Bezugsgröße</i>		
<i>Bestand</i> (potenziell handelbare Einheiten)	<i>Transaktionen</i> (tatsächlich gehandelte Einheiten)	
Preisentwicklung des Bestands	<i>Interpretation</i>	Preisentwicklung der Transaktionen
Mengenanteile (Contra)	<i>Art der Gewichte</i>	Umsatzanteile (Pro)
gering (Pro)	<i>Volalität der Gewichte</i>	hoch (Contra)

□ Auswahlpopulation

**Abbildung 3.5:** Festlegung der Bezugsgröße der Zielpopulation

<sup>13</sup>Vgl. FENWICK 2013, DIEWERT 2013b und DE HAAN/DIEWERT 2013b.

Die Gewichtungen entsprechen idealerweise den Umsatzanteilen der jeweiligen Schichten in der Bezugsgröße. Diese sind jedoch nur bei Transaktionen als Bezugsgröße ermittelbar. Beim Bestand als Bezugsgröße wären ersatzweise Mengenanteile (z.B. Flächen, Anzahl Einheiten) entsprechend dem Mikrozensus oder dessen Fortschreibung anzusetzen.<sup>14</sup> Die Struktur des Bestands (der Transaktionen) und damit die jeweiligen Gewichtungen unterliegen einer geringeren (höheren) zeitlichen Variabilität. Bei Transaktionen als Bezugsgröße wären damit zur zeitlichen Vergleichbarkeit die Gewichtungen über einem längeren Zeitraum konstant zu halten.

Die Typologie nationaler Häuserpreisindizes beruht, wie bereits erwähnt, auf den Transaktionen als Bezugsgröße der Zielpopulation. Entsprechend wären die jeweiligen Umsatzanteile der einzelnen Schichten für eine Aggregation anzusetzen. Die Wahl der Bezugsgröße ist jedoch nur relevant wenn das primäre Interesse wie auf nationaler Ebene, an einem aggregierten Preisindex besteht. Dies ist gerade bei der Marktwertermittlung nicht der Fall. Denn hier besteht das primäre Interesse gerade an Preisindizes für die einzelnen Schichten der Zielpopulation. Die Marktwertermittlung beschränkt sich zudem überwiegend auf den Wiederverkauf, sodass vor allem einzelne Preisindizes für EFH, MFH und ETW im Wiederverkauf, für die Gutachterausschüsse von primärem Interesse sind.

Aus den genannten Gründen beschränkt sich diese Arbeit auf die Analyse der Machbarkeit und die Schätzung von Preisindizes für die einzelnen Schichten der Zielpopulation. Die Wahl der Bezugsgröße spielt deshalb in dieser Arbeit keine Rolle mehr.

### 3.1.4 Zusammenfassung und Fazit

Die Zielpopulation eines Preisindex ist allgemein definierbar als Gesamtheit statistischer Einheiten, deren Preisentwicklung durch den Preisindex beschrieben werden soll. Preisindizes beruhen üblicherweise auf einer geschichteten Stichprobe. Entsprechend ist zur Abgrenzung der Zielpopulation die Festlegung der *statistischen Einheit*, der *Bezugsgröße* sowie der *Schichten* der Zielpopulation erforderlich.

---

<sup>14</sup>Vgl. DE HAAN/DIEWERT 2013b.

Ziel dieser Arbeit ist ein *Preisindex für Wohneigentum* im Stadtgebiet Karlsruhe entsprechend der *Typologie des nationalen Häuserpreisindex*. Die *Bezugsgröße* eines Preisindex kann allgemein der Gesamtheit *potenziell handelbarer* (Bestand) oder *tatsächlich gehandelter* Einheiten (Transaktionen) entsprechen. Gemäß der Typologie des nationalen Häuserpreisindex werden für den angestrebten Preisindex Transaktionen als Bezugsgröße der Zielpopulation festgelegt. Die Bezugsgröße der Zielpopulation entspricht demnach der Gesamtheit der *Transaktionen von Wohneigentum im Stadtgebiet Karlsruhe*.

Als *statistische Einheit* kommen entweder *Wohngebäude* oder *Wohneinheiten* in Wohn- und Nichtwohngebäuden in Frage. Diese werden aufgrund ihrer Heterogenität nach dem Vertragsgegenstand mindestens in je zwei weitere Schichten unterteilt: *Einfamilienhäuser* (EFH) und *Mehrfamilienhäuser* (MFH) oder *Einfamilienhäuser* (EFH) und *Wohnungseigentum* (ETW). Entsprechend der Typologie des nationalen Häuserpreisindex erfolgt jeweils eine weitere Schichtung nach der Erwerbsart in den *Erstverkauf* (EV) als Erwerb schlüsselfertig neu erstellter Einheiten vom Bauträger und in den *Wiederverkauf* (WV) als Erwerb bereits erstellter Einheiten. Prinzipiell dürften Wohneinheiten als statistische Einheit des Preisindex zu bevorzugen sein, da Gebäude gewöhnlich nicht als Einheit, sondern Wohneinheiten in diesen einzeln gehandelt werden, um den Umsatz zu maximieren. Darüber hinaus sind Wohneinheiten deutlich homogenere Einheiten als Wohngebäude. Im Rahmen des nationalen Häuserpreisindex wurden ebenfalls Wohneinheiten als statistische Einheit festgelegt. Eine abschließende Entscheidung bezüglich der Wahl der statistischen Einheit erfolgt erst in Abschnitt 3.4 im Rahmen der Machbarkeitsanalyse.

Bei Transaktionen als Bezugsgröße wären für eine etwaige Aggregation der Preisindizes einzelner Schichten der Zielpopulation entsprechend die jeweiligen Umsatzanteile der Schichten heranzuziehen. Die vorliegende Arbeit beschränkt sich jedoch auf die Analyse der Machbarkeit und auf die Schätzung von Preisindizes für die einzelnen Schichten der Zielpopulation, da diese primär für die Marktwertermittlung und damit für den Gutachterausschuss Karlsruhe von Bedeutung sind. Die Bezugsgröße sowie die Aggregation sind demnach im Folgenden nicht weiter von Bedeutung.

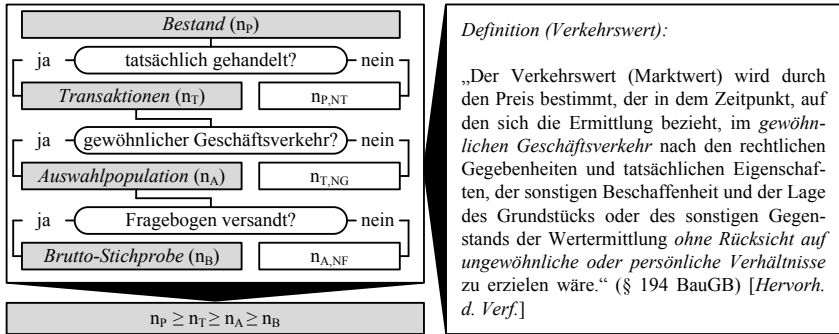
## 3.2 Kennzahlen der Erhebung

In diesem Abschnitt werden Kennzahlen zur Beschreibung der Erhebung des Gutachterausschusses Karlsruhe (GAA Karlsruhe) in den Schichten der Zielpopulation ermittelt. Primäres Ziel ist hierbei die Ermittlung der Verteilung des jährlich *maximal erzielbaren* und *tatsächlich erzielten Umfangs der Netto-Stichprobe* als Grundlage der Machbarkeitsanalyse. Am Beispiel der Ermittlung von *Rücklaufquoten* wird ergänzend auf Schwachpunkte hinsichtlich der Erfassung von Metadaten zur Analyse und Verbesserung des Erhebungsprozesses eingegangen.

### 3.2.1 Maximal erzielbarer Stichprobenumfang

Der *theoretisch maximal erzielbare Umfang der Netto-Stichprobe* ergibt sich unter Annahme (a) einer Vollerhebung, ohne Auftreten von (b) Antwortausfällen und (c) fehlenden Werten in den relevanten Variablen. Unter diesen Annahmen sind die *Auswahlpopulation* ( $n_A$ ), die *Brutto-Stichprobe* ( $n_B$ ) und die *Netto-Stichprobe* ( $n_N$ ) identisch, sodass die theoretisch maximal erzielbare Netto-Stichprobe gerade der *Auswahlpopulation* ( $n_A$ ) entspricht.

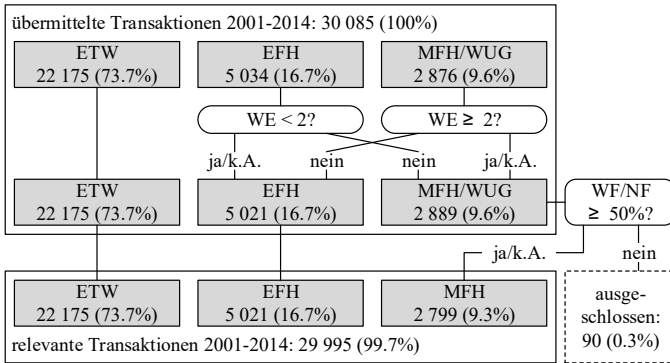
Die *Auswahlpopulation* umfasst maximal die *Transaktionen* ( $n_T$ ), da nur für diese tatsächlich Preise beobachtbar sind. Bei Erhebungen der Gutachterausschüsse wird die *Auswahlpopulation* ( $n_A$ ) gemäß der Definition des Verkehrs-/Marktwertes (§ 194 BauGB) auf eine wohldefinierte Teilmenge der Transaktionen beschränkt. Die *Auswahlpopulation* ( $n_A$ ) ergibt sich hierbei aus den *Transaktionen* ( $n_T$ ) nach Ausschluss von Transaktionen, die *nicht im gewöhnlichen Geschäftsverkehr* erfolgten ( $n_{T,NG}$ ). Bei Erhebungen des GAA Karlsruhe werden Transaktionen explizit von der Auswahlpopulation ausgeschlossen, wenn (1) der Eigentumsübergang nicht durch Kauf erfolgte (z.B. Schenkung, Tausch, Enteignung) und/oder (2) mehrere Einheiten als Portfolio gehandelt wurden (sofern sich die Anteile der einzelnen Einheiten am Kaufpreis nicht aus dem Kaufvertrag ergeben) und/oder (3) eine Beeinflussung durch besondere persönliche (z.B. Verwandtschaft), rechtliche (z.B. Denkmalschutz) und/oder sonstige Umstände (z.B. Rohbau-/Abrissobjekte) vorlag. (vgl. Abbildung 3.6)



**Abbildung 3.6:** Abgrenzung der Auswahlpopulation

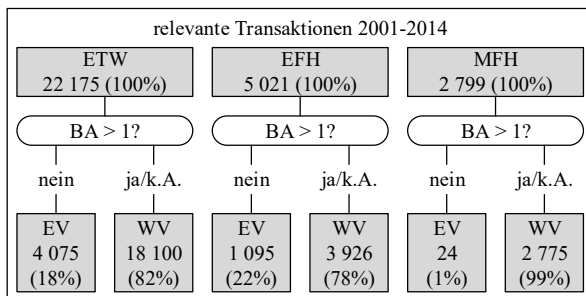
Der GAA Karlsruhe übermittelte 30 085 Datensätze, die alle Transaktionen von Wohngebäuden (bzw. Wohneinheiten) umfassen, die von 2001 bis 2014 im Stadtgebiet Karlsruhe erfolgten. Davon entfielen gemäß Klassifikation des GAA Karlsruhe 9.6 % auf Mehrfamilienhäuser inklusive Wohn- und Geschäftshäuser (MFH/WUG), 16.7 % auf Einfamilienhäuser (EFH) und 73.7 % auf Wohnungseigentum (ETW).

Die Rohdaten wurden in drei Schritten in die für die Analyse erforderliche Struktur überführt. Zunächst wurde die Klassifikation von Gebäuden in EFH und MFH/WUG entsprechend der *Anzahl Wohneinheiten im Gebäude (WE)* überprüft. Bei fehlenden Angaben in *WE* wurde von der Korrektheit der Klassifikation ausgegangen. In wenigen Einzelfällen erfolgte eine Korrektur der Zuordnung. Anschließend wurden MFH/WUG dahingehend überprüft, ob MFH gemäß dem Mikrozensus 2011 vorliegen. Letztere sind definiert durch einen Anteil der *Wohnfläche (WF)* an der *Gesamtnutzfläche (NF)* von mindestens 50 %. Bei fehlenden Werten in *WF* und/oder *NF* wurden MFH gemäß Mikrozensus 2011 unterstellt. Dies ist darin begründet, dass WUG gemäß GAA Karlsruhe durch einen gewerblichen Rohertragsanteil kleiner als 50 % definiert sind und der Rohertrag pro  $m^2$  Wohnfläche in der Regel geringer ist als pro  $m^2$  Gewerbefläche. 90 Datensätze wurden ausgeschlossen, da keine MFH gemäß dem Mikrozensus 2011 vorlagen. Insgesamt verblieben 29 995 (99.7 %) der übermittelten Transaktionen als relevante Transaktionen. (vgl. Abbildung 3.7)



**Abbildung 3.7:** Prüfung der Klassifikation der Rohdaten

In einem letzten Schritt wurden die relevanten Transaktionen nach dem *Baualter* (*BA*) in Erst- (EV) und Wiederverkauf (WV) eingeteilt. Das *Baualter* (*BA*) wurde als *Vertragsjahr* (*VJ*) abzüglich *Baujahr* (*BJ*) ermittelt. Fehlende Werte in *BA* gehen auf fehlende Werte in *BJ* zurück, da das Vertragsdatum einen regulären Vertragsinhalt darstellt. Fehlende Werte in *BJ* (*BA*) treten theoretisch nur im WV auf, da *BJ* beim EV einen regulären Vertragsinhalt darstellt. Deshalb erfolgte bei fehlenden Werten in *BA* stets eine Zuordnung zu WV. In allen anderen Fällen erfolgte für  $BA \geq 1$  ( $BA < 1$ ) eine Zuordnung zu WV (EV). (vgl. Abbildung 3.8)



**Abbildung 3.8:** Überführung der Rohdaten in die Struktur der Analyse



**Transaktionen** Ausgehend von den relevanten Transaktionen wurde deren Umfang ( $n_T$ ) in den Schichten der Zielpopulation und den einzelnen Jahren 2001 bis 2014 ermittelt und analysiert. Analog wurde der jährliche Anteil  $n_T/n_P$  des Umfangs der Transaktionen ( $n_T$ ) am Bestand gemäß Mikrozensus 2011 ( $n_P$ ) ermittelt und analysiert. Tabelle 3.2 gibt die Verteilung des jährlichen Umfangs der Transaktionen ( $n_T$ ) sowie des jährlichen Anteils  $n_T/n_P$  für die Schichten der Zielpopulation wieder. Ausgewiesen wurden jeweils der Mittelwert (*mean*), die Standardabweichung (*sd*), das Minimum (*min*), das Maximum (*max*) sowie der Variationskoeffizient (*v*).

**Tabelle 3.2:** Verteilung des jährlichen Umfangs der Transaktionen im Betrachtungszeitraum 2001 bis 2014 nach Schichten der Zielpopulation

Schicht			$n_T$					$n_T/n_P$					$n_P$
			<i>mean</i>	<i>sd</i>	<i>min</i>	<i>max</i>	<i>v</i>	<i>mean</i>	<i>sd</i>	<i>min</i>	<i>max</i>	<i>v</i>	
EFH	WV	280 (78%)	29	228	334	0.1	1.5%	0.2%	1.2%	1.8%	0.1	18871	
	EV	78 (22%)	37	12	131	0.5	0.4%	0.2%	0.1%	0.7%	0.5		
	$\Sigma$	359 (100%)	47	293	428	0.1	1.9%	0.3%	1.6%	2.3%	0.1		
MFH	WV	198 (99%)	28	152	246	0.1	0.9%	0.1%	0.7%	1.2%	0.1	21151	
	EV	2 (1%)	1	0	5	0.8	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.8		
	$\Sigma$	200 (100%)	29	152	248	0.1	0.9%	0.1%	0.7%	1.2%	0.1		
ETW	WV	1293 (82%)	126	1014	1470	0.1	1.0%	0.1%	0.8%	1.1%	0.1	129130	
	EV	291 (18%)	106	108	467	0.4	0.2%	0.1%	0.1%	0.4%	0.4		
	$\Sigma$	1584 (100%)	200	1265	1890	0.1	1.2%	0.2%	1.0%	1.5%	0.1		

Der jährliche Umfang der Transaktionen ( $n_T$ ) von EFH schwankt zwischen 293 Fällen und 428 Fällen. Im Mittel liegen jährlich 359 Fälle vor, darunter 280 Fälle (78 %) im EV und 78 Fälle (22 %) im WV. Der jährliche Anteil  $n_T/n_P$  schwankt zwischen 1.6 % und 2.3 % und liegt im Mittel bei rund 1.9 %. Die Interpretation für MFH und ETW erfolgt analog. Insgesamt ist der jährliche Umfang der Transaktionen ( $n_T$ ) im EV (WV) stets geringer (höher) und schwankt deutlich stärker (schwächer). Der jährliche Anteil  $n_T/n_P$  ist bei MFH (ETW) stets geringer (höher). Darüber hinaus erfolgen Transaktionen von MFH fast ausschließlich im WV. Ergo erfolgen Transaktionen üblicherweise und im EV nahezu ausschließlich in Form von Wohneinheiten. Wohneinheiten sind damit als statistische Einheit klar zu bevorzugen.

**Auswahlpopulation** Unter Ausschluss von Transaktionen, die gemäß GAA Karlsruhe nicht im gewöhnlichen Geschäftsverkehr erfolgten, wurde die Auswahlpopulation ermittelt. Anschließend wurde deren Umfang ( $n_A$ ) in den Schichten der Zielpopulation und den einzelnen Jahren 2001 bis 2014 ermittelt und analysiert. Analog wurde der jährliche Anteil  $n_A/n_T$  des Umfangs der Auswahlpopulation ( $n_A$ ) am Umfang der Transaktionen ( $n_T$ ) ermittelt und analysiert. Tabelle 3.3 gibt die Verteilung des jährlichen Umfangs der Auswahlpopulation ( $n_A$ ) sowie des jährlichen Anteils  $n_A/n_T$  für die Schichten der Zielpopulation wieder. Ausgewiesen wurden jeweils der Mittelwert (*mean*), die Standardabweichung (*sd*), das Minimum (*min*), das Maximum (*max*) sowie der Variationskoeffizient (*v*).

**Tabelle 3.3:** Verteilung des jährlichen Umfangs der Auswahlpopulation im Betrachtungszeitraum 2001 bis 2014 nach Schichten der Zielpopulation

Schicht	$n_A$					$n_A/n_T$					
	<i>mean</i>	<i>sd</i>	<i>min</i>	<i>max</i>	<i>v</i>	<i>mean</i>	<i>sd</i>	<i>min</i>	<i>max</i>	<i>v</i>	
EFH	WV	212 (74%)	29	159	252	0.1	75%	4%	67%	81%	0.1
	EV	73 (26%)	36	9	127	0.5	91%	6%	75%	97%	0.1
	$\Sigma$	285 (100%)	43	214	357	0.2	79%	3%	72%	84%	0.0
MFH	WV	122 (99%)	21	86	162	0.2	61%	6%	52%	72%	0.1
	EV	2 (1%)	1	0	4	0.9	86%	30%	0%	100%	0.3
	$\Sigma$	123 (100%)	21	86	162	0.2	62%	6%	52%	73%	0.1
ETW	WV	928 (78%)	210	602	1316	0.2	72%	13%	53%	91%	0.2
	EV	259 (22%)	107	103	450	0.4	88%	7%	77%	96%	0.1
	$\Sigma$	1187 (100%)	300	776	1735	0.3	74%	12%	57%	92%	0.2

Der jährliche Umfang der Auswahlpopulation ( $n_A$ ) schwankt für EFH zwischen 214 Fällen und 375 Fällen. Im Mittel liegen jährlich 285 Fälle vor, davon 212 Fälle (74 %) im WV und 73 Fälle (26 %) im EV. Der jährliche Anteil  $n_A/n_T$  schwankt zwischen 72 % und 84 % und liegt im Mittel bei rund 79 %. Die Interpretation für MFH und ETW erfolgt analog. Insgesamt ist der jährliche Anteil  $n_A/n_T$  im EV (WV) stets höher (geringer) und bei ETW (MFH) stets höher (geringer). Letzteres illustriert, dass, sofern kein Zwang (z.B. Insolvenz, Enteignung, etc.) zu einem schnellen Verkauf besteht, in der Regel nicht MFH als Einheit, sondern ETW einzeln verkauft werden, um den Umsatz zu maximieren. Ergo sind auch deshalb Wohneinheiten als statistische Einheit klar zu bevorzugen.

### 3.2.2 Tatsächlich erzielter Stichprobenumfang

Die erzielte *Netto-Stichprobe* entspricht maximal den *Antworten* ( $n_R$ ) oder minimal den *vollständigen Antworten* ( $n_V$ ). Deren Ermittlung erfolgt idealerweise ausgehend von der *Brutto-Stichprobe* ( $n_B$ ). Diese ergibt sich aus der *Auswahlpopulation* ( $n_A$ ) nach Ausschluss der Fälle, in denen *kein Fragebogen versandt* wurde ( $n_{NF}$ ). Die *Antworten* ( $n_R$ ) ergeben sich aus der *Brutto-Stichprobe* ( $n_B$ ) nach Ausschluss der *Antwortausfälle* ( $n_{NR}$ ) und die *vollständigen Antworten* ( $n_V$ ) aus den *Antworten* ( $n_R$ ) nach Ausschluss *unvollständiger Antworten* ( $n_{NV}$ ).

$$n_B = n_A - n_{A,NF} \quad (3.1)$$

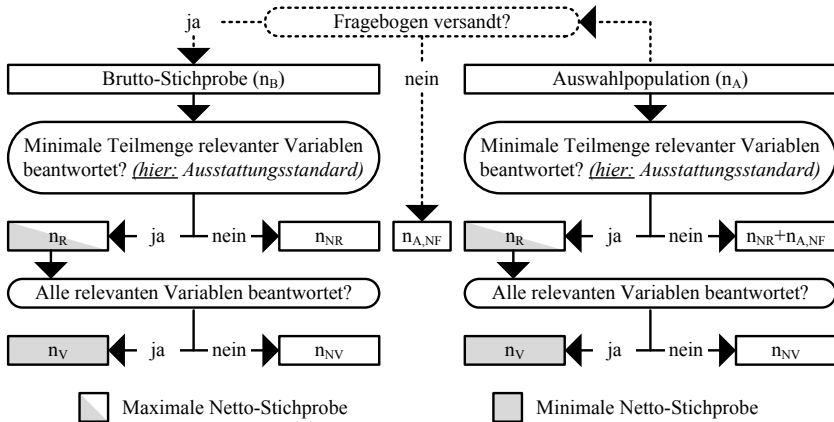
$$n_R = n_B - n_{NR} = n_A - n_{A,NF} - n_{NR} \quad (3.2)$$

$$n_V = n_R - n_{NV} = n_A - n_{A,NF} - n_{NR} - n_{NV} \quad (3.3)$$

Die Ermittlung der *Netto-Stichprobe* ( $n_R$ ,  $n_V$ ) erfordert die Festlegung (a) *relevanter Variablen* sowie (b) einer Teilmenge dieser, für die mindestens Angaben vorliegen müssen, damit ein Fall als *Antwort* ( $n_R$ ) oder andernfalls als *Antwortausfall* ( $n_{NR}$ ) gewertet wird. Die *vollständigen Antworten* ( $n_V$ ) ergeben sich dann als Teilmenge der *Antworten* ( $n_R$ ), die keine fehlenden Werte in allen *relevanten Variablen* aufweisen.

Relevante Variablen ergeben sich bei Erhebungen des GAA Karlsruhe aus Merkmalen im Kaufvertrag und/oder Fragebogen. Zur Abgrenzung der *Antworten* ( $n_R$ ) sind lediglich Variablen heranzuziehen, die sich ausschließlich aus Merkmalen im Fragebogen ergeben. Dies trifft insbesondere auf den *Ausstattungsstandard* ( $AQ$ ) zu. Dieser ergibt sich aus einer Vielzahl von Merkmalen im Fragebogen. Entsprechend sind die *Antworten* ( $n_R$ ) als Teilmenge jener Fälle in der *Brutto-Stichprobe* (der *Auswahlpopulation*) definierbar, die keine fehlenden Werte im *Ausstattungsstandard* ( $AQ$ ) aufweisen. (vgl. Abbildung 3.9)

Der Fragenbogenversand wird aktuell nicht hinreichend erfasst, sodass die *Brutto-Stichprobe* ( $n_B$ ) nicht aus der *Auswahlpopulation* ( $n_A$ ) ermittelt werden konnte. Die Ermittlung der *Antworten* ( $n_R$ ) erfolgte deshalb ausgehend von der *Auswahlpopulation* ( $n_A$ ). Abbildung 3.9 illustriert, dass dies zum selben Ergebnis führt. Lediglich die *Antwortausfälle* ( $n_{NR}$ ) sind



**Abbildung 3.9:** Ermittlung der Netto-Stichprobe

hierdurch nicht von jenen Fällen unterscheidbar, in denen *kein Fragebogen versandt* wurde ( $n_{A,NF}$ ). Letzteres ist, wie später noch erläutert wird, im Hinblick auf die Ermittlung von *Rücklaufquoten* ( $RQ$ ) problematisch.

Tabelle 3.4 gibt aggregiert über den Zeitraum 2001 bis 2014 für EFH, MFH und ETW die Vollständigkeit der Antworten in den einzelnen sowie insgesamt in allen relevanten Variablen wieder.<sup>15</sup> Ergänzend wurde die für ein entsprechendes Regressionsmodell zu schätzende Anzahl Parameter ausgewiesen. Diese ist jedoch erst für die spätere Stichprobenplanung erforderlich und für die Ermittlung der vollständigen Antworten zunächst nicht relevant. Angaben in Klammern geben die zusätzliche Anzahl Parameter an, wenn das Vertragsjahr vollständig in das Modell eingehen würde. Die Zählung der Anzahl Parameter erfolgte für kategoriale Variablen entsprechend der üblichen Dummy-Kodierung als Anzahl Kategorien abzüglich der Referenzkategorie.

<sup>15</sup>Die Auswahl der Variablen orientiert sich für EFH/MFH an den zur Ermittlung des Sachwertes erforderlichen (vgl. Anlage 7 WertR 2006; Anlage 1 SW-RL), für ETW an den zur Erstellung von Mietspiegeln empfohlenen Variablen (vgl. BMVBW 2002 und BMVBS 2013). Für Details zu den einzelnen Variablen und der Behandlung fehlender Werte sei auf Abschnitt 3.5 verwiesen.

**Tabelle 3.4:** Vollständigkeit der Antworten nach Variablen und Fällen aggregiert über den Betrachtungszeitraum 2001 bis 2014

relevante Variablen	EFH			MFH			ETW		
	$n_R$	$n_V$	$n_V/n_R$	$n_R$	$n_V$	$n_V/n_R$	$n_R$	$n_V$	$n_V/n_R$
<i>KP</i> (Kaufpreis)	3150	3150	100.0%	1220	1220	100.0%	9681	9681	100.0%
<i>VJ</i> (Vertragsjahr)	3150	3150	100.0%	1220	1220	100.0%	9681	9681	100.0%
<i>LQ</i> (Lagequalität)	3150	3150	100.0%	1220	1220	100.0%	9681	9681	100.0%
<i>GF</i> (Grundstücksfläche)	3150	3150	100.0%	1220	1220	100.0%			
<i>WF</i> (Wohnfläche)	3150	3055	97.0%	1220	1172	96.1%	9681	9527	98.4%
<i>BA</i> (Baualter)	3150	3134	99.5%	1220	1212	99.3%	9681	9639	99.6%
<i>AQ</i> (Ausstattung)	3150	3150	100.0%	1220	1220	100.0%	9681	9681	100.0%
<i>AZ</i> (Aufzug)				1220	1160	95.1%	9681	9669	99.9%
<i>ST</i> (Gebäudestellung)	3150	3150	100.0%	1220	1220	100.0%			
<i>VG</i> (Vollgeschosse)	3150	3095	98.3%	1220	1202	98.5%			
<i>DF</i> (Dachform/-ausbau)	3150	2823	89.6%	1220	1196	98.0%			
<i>KG</i> (Unterkellerung)	3150	3067	97.4%	1220	1195	98.0%			
<i>WE</i> (Wohneinheiten)				1220	1202	98.5%			
<i>GL</i> (Geschosslage)							9681	9596	99.1%
<i>SO</i> (Sonderwohnung)							9681	9596	99.1%
<i>GA</i> (Gebäudeart)							9681	8896	91.9%
nach Fällen	3150	2697	85.6%	1220	1076	88.2%	9681	8738	90.3%
davon WV	2180	1902	87.2%	1213	1071	88.3%	7325	6517	89.0%
davon EV	970	795	82.0%	7	5	71.4%	2356	2221	94.3%
Modellparameter	15 (+13)			17 (+13)			17 (+13)		

Für EFH liegen, aggregiert über den Zeitraum 2001 bis 2014, insgesamt 3 150 Antworten vor. Die Vollständigkeit dieser, in den einzelnen Variablen, liegt zwischen 89.6 % und 100 %. Insgesamt sind 2 697 (85.6 %) der 3 150 Fälle vollständig in allen Variablen. Im Erstverkauf liegt die Vollständigkeit aller Fälle mit 82.0 % unter jener im Wiederverkauf mit 87.2 %. Bei Einbeziehung aller relevanten Variablen exklusive (inklusive) Vertragsjahr ergäben sich 15 (28) Parameter in einem entsprechenden Regressionsmodell. Die Interpretation der Angaben für MFH und ETW erfolgt analog.

**Antworten** Ausgehend von den aggregierten Antworten wurde deren Umfang ( $n_R$ ) in den Schichten der Zielpopulation und den einzelnen Jahren 2001 bis 2014 ermittelt und analysiert. Analog wurde der jährliche Anteil  $n_R/n_A$ , des Umfangs der Antworten ( $n_R$ ) am Umfang der Auswahlpopulation ( $n_A$ ), ermittelt und analysiert. Tabelle 3.5 gibt die Verteilung des jährlichen Umfangs der Antworten ( $n_R$ ) sowie des jährlichen Anteils  $n_R/n_A$  für die Schichten der Zielpopulation wieder. Ausgewiesen wurden

jeweils der Mittelwert (*mean*), die Standardabweichung (*sd*), das Minimum (*min*), das Maximum (*max*) sowie der Variationskoeffizient (*v*).

**Tabelle 3.5:** Verteilung des jährlichen Umfangs der Antworten im Betrachtungszeitraum 2001 bis 2014 nach Schichten der Zielpopulation

Schicht	$n_R$						$n_R/n_A$				
	<i>mean</i>	<i>sd</i>	<i>min</i>	<i>max</i>	<i>v</i>	<i>mean</i>	<i>sd</i>	<i>min</i>	<i>max</i>	<i>v</i>	
EFH	WV	156 (69%)	18	120	189	0.1	74%	7%	62%	93%	0.1
	EV	69 (31%)	36	6	125	0.5	93%	9%	67%	100%	0.1
	$\Sigma$	225 (100%)	40	157	298	0.2	79%	7%	62%	95%	0.1
MFH	WV	87 (99%)	20	52	120	0.2	71%	11%	58%	93%	0.1
	EV	1 (1%)	1	0	2	1.3	45%	46%	0%	100%	1.0
	$\Sigma$	87 (100%)	20	52	120	0.2	71%	11%	57%	93%	0.1
ETW	WV	523 (76%)	80	379	671	0.2	57%	6%	47%	65%	0.1
	EV	168 (24%)	118	57	399	0.7	62%	22%	35%	97%	0.4
	$\Sigma$	692 (100%)	184	475	1020	0.3	58%	6%	49%	67%	0.1

Der jährliche Umfang der Antworten ( $n_R$ ) schwankt bei EFH zwischen 157 Fällen und 298 Fällen. Im Mittel liegen jährlich 225 Fälle vor, davon 156 Fälle (69%) im WV und 69 Fälle (31%) im EV. Der jährliche Anteil  $n_R/n_A$  schwankt zwischen 62% und 95% und liegt im Mittel bei rund 79%. Die Interpretation für MFH und ETW erfolgt analog.

Insgesamt wird ersichtlich, dass der Anteil  $n_R/n_A$  mit sinkendem Umfang der Auswahlpopulation ( $n_A$ ) steigt, da Ersterer bei EFH (MFH) höher ist als bei ETW und im EV höher ist als im WV. Unter der Annahme, dass das Antwortverhalten unabhängig von der Schichtung sei, wäre hieraus ableitbar, dass für Schichten mit geringerem Umfang der Auswahlpopulation ( $n_A$ ) eine höhere Ausschöpfung geplant wurde. Rückschlüsse auf die Planung (das Antwortverhalten) sind jedoch nur auf Basis einer Analyse des jährlichen Anteils  $n_B/n_A$  ( $n_R/n_B$ ) des Umfangs der Brutto-Stichprobe am Umfang der Auswahlpopulation (des Umfangs der Antworten am Umfang der Brutto-Stichprobe) möglich. Diese konnten jedoch nicht ermittelt werden, da mangels Informationen zum Fragebogenversand die Brutto-Stichprobe nicht ermittelt werden konnte.

**Vollständige Antworten** Ausgehend von den aggregierten vollständigen Antworten wurde deren Umfang ( $n_V$ ) in den Schichten der Zielpopulation und den einzelnen Jahren 2001 bis 2014 ermittelt und analysiert. Analog wurde der jährliche Anteil ( $n_V/n_R$ ) des Umfangs der vollständigen Antworten ( $n_V$ ) am Umfang der Antworten ( $n_R$ ) ermittelt und analysiert. Tabelle 3.6 gibt die Verteilung des jährlichen Umfangs der vollständigen Antworten ( $n_V$ ) sowie des jährlichen Anteils ( $n_V/n_R$ ) für die Schichten der Zielpopulation wieder. Ausgewiesen wurden jeweils der Mittelwert (*mean*), die Standardabweichung (*sd*), das Minimum (*min*), das Maximum (*max*) sowie der Variationskoeffizient (*v*).

**Tabelle 3.6:** Verteilung des jährlichen Umfangs der vollständigen Antworten im Betrachtungszeitraum 2001 bis 2014 nach Schichten der Zielpopulation

Schicht	$n_V$						$n_V/n_R$				
	<i>mean</i>	<i>sd</i>	<i>min</i>	<i>max</i>	<i>v</i>	<i>mean</i>	<i>sd</i>	<i>min</i>	<i>max</i>	<i>v</i>	
EFH	WV	136 (71%)	18	108	168	0.1	87%	5%	76%	94%	0.1
	EV	57 (29%)	28	6	106	0.5	85%	12%	58%	100%	0.1
	$\Sigma$	193 (100%)	35	132	255	0.2	86%	5%	75%	93%	0.1
MFH	WV	77 (100%)	21	35	107	0.3	87%	9%	56%	95%	0.1
	EV	0 (0%)	1	0	2	1.7	67%	47%	0%	100%	0.7
	$\Sigma$	77 (100%)	21	35	107	0.3	87%	9%	56%	94%	0.1
ETW	WV	466 (75%)	73	330	596	0.2	89%	2%	84%	92%	0.0
	EV	159 (25%)	109	51	371	0.7	95%	4%	89%	100%	0.0
	$\Sigma$	624 (100%)	168	422	912	0.3	90%	2%	86%	93%	0.0

Der jährliche Umfang der vollständigen Antworten schwankt bei EFH zwischen 132 Fällen und 255 Fällen. Im Mittel liegen jährlich 193 Fälle vor, davon 136 Fälle (71 %) im WV und 57 Fälle (29 %) im EV. Der jährliche Anteil der vollständigen Antworten an den Antworten schwankt zwischen 75 % und 93 % und liegt im Mittel bei rund 86 %. Die Interpretation für MFH und ETW erfolgt analog.

Insgesamt ist keine systematische Abhängigkeit des Anteils vollständiger Antworten an den Antworten von der Schichtung ersichtlich. Als *Referenzgröße* für die tatsächlich erzielte Netto-Stichprobe wird im Rahmen der späteren Machbarkeitsanalyse der jährliche Umfang der *Antworten* ( $n_R$ ) herangezogen.

### 3.2.3 Ermittlung von Rücklaufquoten

Mit der bisherigen Ermittlung der Verteilung des jährlichen Umfangs der *Auswahlpopulation* ( $n_A$ ) sowie der *Antworten* ( $n_R$ ) stehen erforderliche Kenngrößen für die Machbarkeitsanalyse zur Verfügung. Abschließend wird am Beispiel der Ermittlung von *Rücklaufquoten* auf aktuelle Schwachstellen hinsichtlich der Erfassung von Metadaten zur systematischen Analyse und Verbesserung der Erhebung eingegangen.

*Rücklaufquoten* geben Auskunft über das Verhältnis zwischen Netto- und Brutto-Stichprobe und damit über das Ausmaß von *Antwortausfällen*. Letztere reduzieren die Netto-Stichprobe und damit die *Präzision* der Schätzung. Je nach Gegenstand der Schätzung können (systematische) Antwortausfälle auch zu einer *Verzerrung* der Schätzung führen. Letzteres ist zumindest im Rahmen der Regressionsanalyse durch die bedingte Schätzung des Erwartungswertes nicht der Fall.<sup>16</sup> *Antwortausfälle* wirken sich damit mindestens durch Reduktion der *Präzision* stets negativ auf *Genauigkeit* der Schätzung aus und sind entsprechend, soweit sinnvoll und möglich, zu vermeiden. Deshalb gelten *Rücklaufquoten* als eine wesentliche Kennzahl für die Qualität einer Befragung.<sup>17</sup>

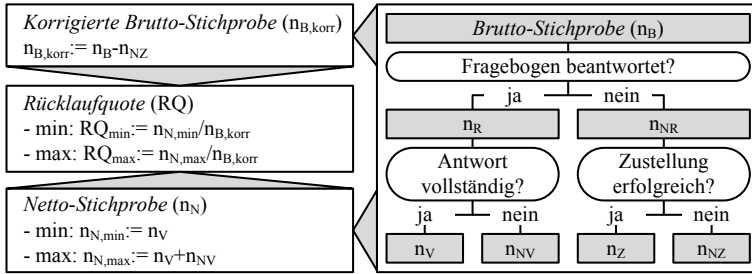
Abbildung 3.10 gibt die erforderliche systematische Einteilung der Brutto-Stichprobe in verschiedene Teilmengen wieder, die mindestens erforderlich sind, um Rücklaufquoten (RR1 und RR2) gemäß dem internationalen Standard AAPOR 2016 zu ermitteln. Die Ermittlung der erforderlichen Teilmengen setzt prinzipiell eine systematische Erfassung des *Versands* und *Rücklaufs* von Fragebögen voraus. Beim *Versand* ist für jede Transaktion zu erfassen, ob ein Fragebogen versandt wurde oder nicht. Nur dann sind die *Brutto-Stichprobe* ( $n_B$ ) und damit die *Antwortausfälle* ( $n_{NR}$ ) ermittelbar. Bei einer Ermittlung der Antworten ( $n_R$ ) aus der *Auswahlpopulation* ( $n_A$ ) wären andernfalls *Antwortausfälle* ( $n_{NR}$ ) und Fälle, für die *kein Fragebogen versandt wurde* ( $n_{A,NF}$ ), nicht unterscheidbar. Die Erfassung des Versands erfolgt aktuell nicht hinreichend und wird empfohlen.

---

<sup>16</sup>Vgl. hierzu ALLISON 2001, S. 6f. und 87.

<sup>17</sup>Vgl. hierzu u. a. GROVES 2006, GROVES/PEYTCHEVA 2008, GROVES/LYBERG 2010, BIEMER/LYBERG 2003, S. 63 ff. oder auch LOHR 2010, S. 329 ff., 527 ff..





**Abbildung 3.10:** Teilmengen der Brutto-Stichprobe zur Ermittlung von Rücklaufquoten. *Quelle:* Eigene Darstellung in Anlehnung an AAPOR 2016

Der *Rücklauf* umfasst *Antworten* ( $n_R$ ) und ggf. Rücksendungen mit *Unzustellbarkeitsvermerk*. Der Grund der Unzustellbarkeit ist zu erfassen und zu analysieren, um beurteilen zu können, ob ein *relevanter* ( $n_Z$ ) (z.B. Annahme verweigert) oder *neutraler Antwortausfall* ( $n_{NZ}$ ) (z.B. Empfänger unter angegebener Adresse nicht ermittelbar) vorliegt. Fälle, für die ein Fragebogen versandt wurde, jedoch kein Rücklauf erfolgt, werden als *relevante Antwortausfälle* ( $n_Z$ ) bewertet. Bei Erhebungen des GAA Karlsruhe sind *neutrale Antwortausfälle* ( $n_{NZ}$ ) ggf. vernachlässigbar, da auf der Grundlage des § 197 (1) BauGB stets *mehrere Personen* (mindestens Käufer und Verkäufer) zum Gegenstand der Transaktion befragt werden, sodass neutrale Antwortausfälle kaum auftreten dürften.

Unabhängig davon empfiehlt sich die Definition und Durchführung von Maßnahmen zur Steigerung der Rücklaufquoten. Üblicherweise erfolgt ein (ggf. wiederholter) Kontaktversuch durch Versand des Fragebogens mit einem formlosen Anschreiben. Darüber hinaus kann formal eine Anordnung zur Auskunft gemäß § 208 BauGB unter Anordnung und Festsetzung eines Zwangsgelds von bis zu 500 € erfolgen. Entsprechend wäre die *Anzahl Kontaktversuche mit/ohne Androhung von Zwangsgeld* zu erfassen, um deren Effekt auf die Rücklaufquote zu analysieren und die optimale Anzahl wiederholter Kontaktversuche vor Androhung von Zwangsgeld abzuleiten. Durch zusätzliche Erfassung des *Datums von Versand und Rücklauf* wäre zudem die *Rücklaufdauer* ermittelbar und analysierbar, sodass wiederholte Kontaktversuche auch zeitlich optimiert werden könnten.



### 3.2.4 Zusammenfassung und Fazit

Der Gutachterausschuss Karlsruhe (GAA Karlsruhe) übermittelte Daten zu allen Transaktionen von Wohneigentum, die im Zeitraum 2001 bis 2014 im Stadtgebiet erfolgten. Ausgehend davon wurde der jährliche Umfang der theoretisch maximal erzielbaren sowie der tatsächlich erzielten Netto-Stichprobe in den Schichten der Zielpopulation als Grundlage der Machbarkeitsanalyse ermittelt. Abschließend wurde am Beispiel der Ermittlung von Rücklaufquoten auf aktuelle Schwachstellen bei der Erfassung von Metadaten zur Analyse und Verbesserung der Erhebung eingegangen.

Die *theoretisch maximal erzielbare Netto-Stichprobe* entspricht, unter Annahme einer Vollerhebung, ohne Auftreten von Antwortausfällen und fehlenden Werten in relevanten Variablen, der *Auswahlpopulation* ( $n_A$ ). Diese wurde aus den *Transaktionen* ( $n_T$ ) durch Ausschluss jener Transaktionen ermittelt, die nicht im gewöhnlichen Geschäftsverkehr erfolgten. Die *tatsächlich erzielte Netto-Stichprobe* entspricht maximal den *Antworten* ( $n_R$ ) und minimal den *vollständigen Antworten* ( $n_V$ ), wobei erstere als Referenzgröße für die Machbarkeitsanalyse herangezogen wird. Die *Antworten* ( $n_R$ ) wurden ausgehend von der *Auswahlpopulation* ( $n_A$ ) durch Ausschluss jener Fälle ermittelt, die fehlende Werte im *Ausstattungsstandard* ( $AQ$ ) aufwiesen, da sich  $AQ$  ausschließlich aus Merkmalen des Fragebogens ergibt. Die *vollständigen Antworten* ( $n_V$ ) wurden ausgehend von den *Antworten* ( $n_R$ ) durch Ausschluss jener Fälle ermittelt, die fehlende Werte in den anderen relevanten Variablen aufwiesen.

Tabelle 3.8 gibt Mittelwert (*mean*), Minimum (*min*) und Maximum (*max*) des jährlichen Umfangs der *Auswahlpopulation* ( $n_A$ ) und der *Antworten* ( $n_R$ ), in den Schichten der Zielpopulation wieder. Ergänzend wurden die mittleren jährlichen Anteile des Umfangs der *Auswahlpopulation* ( $n_A$ ) am Umfang der *Transaktionen* ( $n_T$ ), des Umfangs der *Transaktionen* ( $n_T$ ) am *Bestand* ( $n_P$ ) gemäß Mikrozensus 2011, des Umfangs der *Antworten* ( $n_R$ ) am Umfang der *Auswahlpopulation* ( $n_A$ ), des Umfangs der *vollständigen Antworten* ( $n_V$ ) am Umfang der *Antworten* ( $n_R$ ) sowie des Umfangs der *vollständigen Antworten* ( $n_V$ ) am Umfang der *Auswahlpopulation* ( $n_A$ ) ausgewiesen.

**Tabelle 3.8:** Zusammenfassung der Kenngrößen der Erhebung

		$n_A$			$n_R$			$n_T/n_P$	$n_A/n_T$	$n_R/n_A$	$n_V/n_R$
		<i>mean</i>	<i>min</i>	<i>max</i>	<i>mean</i>	<i>min</i>	<i>max</i>	<i>mean</i>	<i>mean</i>	<i>mean</i>	<i>mean</i>
EFH	WV	212	159	252	156	120	189	1.5%	75%	74%	87%
	EV	73	9	127	69	6	125	0.4%	91%	93%	85%
	$\Sigma$	285	214	357	225	157	298	1.9%	79%	79%	86%
MFH	WV	122	86	162	87	52	120	0.9%	61%	71%	87%
	EV	2	0	4	1	0	2	0.0%	86%	45%	67%
	$\Sigma$	123	86	162	87	52	120	0.9%	62%	71%	87%
ETW	WV	928	602	1316	523	379	671	1.0%	72%	57%	89%
	EV	259	103	450	168	57	399	0.2%	88%	62%	95%
	$\Sigma$	1187	776	1735	692	475	1020	1.2%	74%	58%	90%

Der Anteil  $n_T/n_P$  sowie  $n_A/n_T$  ist bei ETW (MFH) stets höher (geringer). Ergo erfolgt der Handel üblicherweise und im EV fast ausschließlich in Form von Wohneinheiten. Letztere sind damit als statistische Einheit klar zu bevorzugen. Der jährliche Umfang von  $n_A$  ist im EV (WV) stets geringer (höher) und schwankt deutlich stärker (schwächer), sodass vor allem die Machbarkeit von Preisindizes im EV stark eingeschränkt sein dürfte. Der jährliche Anteil  $n_R/n_A$  ist für jene Schichten größer, in denen der Umfang von  $n_A$  geringer ist. Unter der Annahme, dass das Antwortverhalten unabhängig von den Schichten sei, ist hieraus ableitbar, dass für Schichten mit geringerem Umfang von  $n_A$  eine höhere Ausschöpfung geplant wurde. Eine systematische Abhängigkeit des jährlichen Anteils  $n_V/n_R$  von den Schichten ist nicht ersichtlich.

*Rücklaufquoten* gelten als wesentliche Kennzahlen zur Qualität einer Erhebung, da diese Auskunft über das Ausmaß von *Antwortausfällen* geben, die wiederum die *Genauigkeit* der Schätzung reduzieren. Gemäß dem internationalen Standard AAPOR 2016 ergibt sich die *maximale* ( $RQ_{max}$ ) bzw. *minimale Rücklaufquote* ( $RQ_{min}$ ) wie folgt aus den *Antworten* ( $n_R$ ) bzw. *vollständigen Antworten* ( $n_V$ ), der *Brutto-Stichprobe* ( $n_B$ ) und den *neutralen Antwortausfällen* ( $n_{NZ}$ ).

$$RQ_{max} = \frac{n_R}{n_B - n_{NZ}} \quad \text{und} \quad RQ_{min} = \frac{n_V}{n_B - n_{NZ}} \quad (3.7)$$

Voraussetzung für deren Ermittlung ist pro Transaktion eine hinreichende Erfassung des *Versands* und des *Rücklaufs der Fragebögen*. Nur dann ist die *Brutto-Stichprobe* ( $n_B$ ) ermittelbar. Der *Rücklauf* kann neben *Antworten* ( $n_R$ ) auch Rücksendungen mit *Unzustellbarkeitsvermerk* umfassen. Der Grund der Unzustellbarkeit ist zu erfassen und zu analysieren, um *neutrale Antwortausfälle* ( $n_{NZ}$ ) (z.B. Empfänger unter genannter Adresse nicht ermittelbar) zu ermitteln. Da bei Erhebungen des GAA Karlsruhe stets mehrere Personen (mindestens Käufer und Verkäufer) zum Gegenstand der Transaktion befragt werden, sind neutrale Antwortausfälle ggf. vernachlässigbar.

Eine hinreichende Erfassung des Versands und des Rücklaufs erfolgt aktuell nicht und wird empfohlen. Entsprechend konnten die Rücklaufquoten nur sehr grob wie folgt abgeschätzt werden. Die Schätzung der mittleren Rücklaufquoten ergibt sich aus den in Tabelle 3.8 angeführten mittleren jährlichen Anteilen  $n_R/n_A$ ,  $n_V/n_A$  und  $n_V/n_R$  wie folgt:

$$n_R \leq n_B - n_{NZ} \approx n_B \leq n_A \quad (3.8)$$

$$\Leftrightarrow n_R/n_A \leq RQ_{max} \leq n_R/n_R \quad (3.9)$$

$$\Leftrightarrow n_V/n_A \leq RQ_{min} \leq n_V/n_R \quad (3.10)$$

Über die Erfassung des Versands und des Rücklaufs hinaus empfiehlt sich die Erfassung der Anzahl wiederholter Kontaktversuche mit/ohne Androhung von Zwangsgeld, um den Effekt auf die Rücklaufquote zu analysieren und die optimale Anzahl wiederholter Kontakte vor der Androhung von Zwangsgeld abzuleiten. Eine Erhebung des Datums von Versand und Rücklauf würde zudem die Ermittlung und Analyse der Rücklaufdauer und damit eine zeitliche Optimierung wiederholter Kontaktversuche ermöglichen.

Insgesamt wird eine Diskussion im Rahmen des GAA Karlsruhe über die Erfassung von Metadaten für ein systematisches Qualitätsmanagement der Erhebung empfohlen. Der internationale Standard nach AAPOR 2016 kann hierbei als Orientierung dienen.

### 3.3 Stichprobenplanung

In diesem Abschnitt folgt die Planung des Stichprobenumfangs für ein multiples lineares Regressionsmodell bei Anwendung des SP- und TA-Ansatzes. Primäres Ziel ist die Ermittlung des mindestens erforderlichen Stichprobenumfangs als Benchmark für die Machbarkeitsanalyse. Die Planung orientiert sich an vier Szenarien, die sich in Ziel und Dimension der Planung unterscheiden.<sup>18</sup> Ziele umfassen hierbei die Sicherung (1) einer hinreichenden *Teststärke* für relevante Hypothesentests und/oder (2) einer hinreichenden *Präzision* der Schätzungen. Diese können sich wiederum auf (a) das *Bestimmtheitsmaß* ( $\rho_K^2$ ) des Modells mit  $K$  Variablen in der Population und/oder (b) die standardisierten *Koeffizienten* ( $\beta_k$ ) einzelner Variablen in der Population als relevante *Effektgrößen* beziehen. (vgl. Tabelle 3.9)

**Tabelle 3.9:** Szenarien zur Stichprobenplanung im Rahmen der multiplen linearen Regression. *Quelle:* In Anlehnung an KELLEY/MAXWELL(2008, 2012)

		Dimension/Effektgröße	
		globales Modell ( $\rho_K^2$ )	einzelne Koeffizienten ( $\beta_k$ )
Ziel	Test- stärke	Nachweis der Existenz und/oder Richtung des Effektes steht primär im Fokus des Interesses.	
	Prä- zision	Nachweis der Stärke des Effektes steht primär im Fokus des Interesses.	

Im Regelfall sind alle vier Szenarien relevant, die jeweils zu unterschiedlichen Anforderungen hinsichtlich des Stichprobenumfangs führen können. Um simultan die Ziele in den verschiedenen Szenarien zu erfüllen, sind die sich aus den jeweiligen Szenarien ergebenden maximalen Anforderungen anzustreben:

„In general, the most desirable study design is one in which there is enough power to detect some minimally important effect while also being able to accurately estimate the size of the effect. In this sense, designing a study can entail selecting a sample size based on whichever perspective implies the need for the largest sample size for the desired power and precision.“ (KELLEY/MAXWELL 2003)

<sup>18</sup>Vgl. KELLEY/MAXWELL 2008 und 2012.

Zum Verständnis folgender Ausführungen wird zunächst die Notation relevanter Größen festgelegt. Prinzipiell wird von einer multiplen linearen Regression mit einer abhängigen Variable  $y$  und  $x_1, \dots, x_{K-p}$  unabhängigen Variablen ausgegangen. Für die Funktion in der *Population* wird folgende Notation verwendet:

$$y = b_0 + \sum_{k=1}^{K-p} b_k \cdot x_k + \varepsilon \quad (0 \leq p \leq K) \quad (3.11)$$

$$\text{mit } \rho_{K-p}^2 \quad \text{und} \quad \beta_k = b_k \cdot \frac{\sigma_{x_k}}{\sigma_y} \quad (3.12)$$

Dabei bezeichne  $b_k$  den nicht standardisierten und  $\beta_k$  den standardisierten Koeffizienten von  $x_k$ ,  $\varepsilon$  den Fehlerterm und  $\rho_{K-p}^2$  das Bestimmtheitsmaß des Modells sowie  $\sigma_y$  ( $\sigma_{x_k}$ ) die Standardabweichung von  $y$  ( $x_k$ ) in der Population. Für die auf Basis der *Stichprobe* vom Umfang  $N$  geschätzte Funktion wird folgende Notation verwendet:

$$y = \hat{b}_0 + \sum_{k=1}^{K-p} \hat{b}_k \cdot x_k + \hat{\varepsilon} \quad \text{mit} \quad (0 \leq p \leq K) \quad (3.13)$$

$$\text{mit } R_{K-p}^2 \quad \text{und} \quad \hat{\beta}_k = \hat{b}_k \cdot \frac{s_{x_k}}{s_y} \quad (3.14)$$

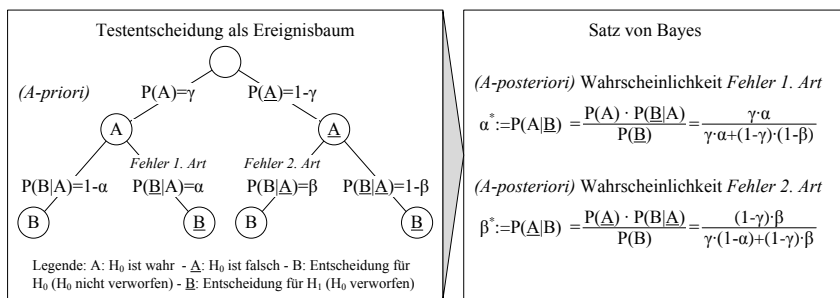
Dabei bezeichne  $\hat{b}_k$  den nicht standardisierten und  $\hat{\beta}_k$  den standardisierten Koeffizienten von  $x_k$ ,  $\hat{\varepsilon}$  das Residuum und  $R_{K-p}^2$  das Bestimmtheitsmaß des Modells sowie  $s_y$  ( $s_{x_k}$ ) die Standardabweichung von  $y$  ( $x_k$ ) in der Stichprobe. Das sich für  $p = 0$  ( $1 < p < K$ ) ergebende Modell wird im Folgenden als Maximalmodell (reduziertes Modell) bezeichnet. Die Anzahl Variablen  $K$  hängt vom Segment (EFH, MFH oder ETW) und dem hedonischen Ansatz (SP- oder TA-Ansatz) ab. Je nach Segment sind  $K = 15$  bis  $K = 17$  Variablen erforderlich (vgl. Tabelle 3.4). Damit die Ergebnisse auf alle Segmente übertragbar sind, wird  $K = 17$  angesetzt, da der Mindestumfang der Stichprobe potenziell mit der Anzahl Variablen  $K$  steigt. Die hedonischen Ansätze unterscheiden sich in der Anzahl pro Modell aggregierter Perioden  $t$ . Dabei gehen zusätzlich  $(t-1)$ -Zeit-Dummy-Variablen ins Modell ein. Entsprechend werden für den SP-Ansatz ( $t = 1$ )  $K = 17$  und den TA-Ansatz ( $t = 2$ )  $K = 18$  Variablen angesetzt.

### 3.3.1 Planung nach Teststärke

Die Teststärke ist ein Maß für die Güte eines Parametertests. Letzterer prüft, ob eine spezifizizierte Nullhypothese (z.B.  $H_0: \theta = 0$ ) bezüglich eines unbekanntem Parameters ( $\theta$ ) in der Population zugunsten der Alternativhypothese (z.B.  $H_1: \theta \neq 0$ ) mit hinreichender Sicherheit abgelehnt werden kann oder nicht. Bei einem (nicht) signifikanten Ergebnis  $\underline{B}$ :  $H_0$  wird verworfen ( $\underline{B}$ :  $H_0$  wird nicht verworfen) erfolgt eine Entscheidung für  $H_1$  ( $H_0$ ).<sup>19</sup> Ob die Aussage A: „ $H_0$  ist wahr“ tatsächlich gilt, ist unsicher. Der Forscher besitzt jedoch in der Regel eine subjektive Einschätzung, mit welcher Wahrscheinlichkeit Aussage A gilt. Diese kann formal als A-priori-Wahrscheinlichkeit

$$P(A) = \gamma \Leftrightarrow P(\underline{A}) = 1 - \gamma \quad (3.15)$$

definiert werden. Ausgehend von  $P(A)$  sind alle Ausgänge der Testentscheidung mit den entsprechenden Wahrscheinlichkeiten inklusive der klassischen Wahrscheinlichkeiten eines Fehlers 1. Art ( $\alpha$ ) und 2. Art ( $\beta$ ) durch einen Ereignisbaum darstellbar. Aus diesem lassen sich auf Basis des Satzes von Bayes die zugehörigen A-posteriori-Wahrscheinlichkeiten eines Fehlers 1. Art ( $\alpha^*$ ) und 2. Art ( $\beta^*$ ) ermitteln.<sup>20</sup> (vgl. Abbildung 3.11)



**Abbildung 3.11:** Testentscheidung als Ereignisbaum und Bestimmung der A-posteriori-Wahrscheinlichkeiten der Fehler. *Quelle:* Eigene Darstellung in Anlehnung an O'BRIEN/CASTELLOE 2007

<sup>19</sup>Vgl. BORTZ/SCHUSTER 2010, S. 97 ff.; FAHRMEIR et al. 2016, S. 369 ff.

<sup>20</sup>Vgl. O'BRIEN/CASTELLOE 2007.



Aus dem Ereignisbaum wird ersichtlich: Bei einem *signifikanten Ergebnis* ( $\underline{B}$ :  $H_0$  wird verworfen) folgt eine Entscheidung für  $H_1$ . Damit diese abgesichert ist, muss die Wahrscheinlichkeit eines Fehlers 1. Art (Signifikanzniveau  $\alpha$ ) hinreichend gering bzw. das Konfidenzniveau  $(1 - \alpha)$  hinreichend groß sein. Bei einem *nicht signifikanten Ergebnis* ( $\overline{B}$ :  $H_0$  wird nicht verworfen) folgt eine Entscheidung für  $H_0$ . Damit diese abgesichert ist, muss die Wahrscheinlichkeit eines Fehlers 2. Art ( $\beta$ ) hinreichend gering bzw. die Teststärke  $(1 - \beta)$  hinreichend groß sein. Insgesamt gewährleistet damit ein (eine) hinreichend geringes Signifikanzniveau (große Teststärke) die eindeutige Interpretation (nicht) signifikanter Ergebnisse.<sup>21</sup> Als hinreichend gelten gemäß Konvention  $\alpha \leq 5\%$  und  $(1 - \beta) \geq 80\%$  und damit  $\alpha = 5\%$  und  $1 - \beta = 80\%$  entsprechend als Mindestanforderungen.<sup>22</sup> Je nach Anwendungsbereich (z.B. bei medizinischen Tests) kann  $\alpha < 5\%$  und/oder  $1 - \beta > 80\%$  geboten sein. Die Festlegung sollte sich an den zu erwartenden Folgen der Fehler orientieren und gilt als typisches Beispiel dafür, dass auch der Begründungszusammenhang des wissenschaftlichen Forschungsprozesses normative (nicht wertfreie) Aspekte umfasst.<sup>23</sup>

Das *Signifikanzniveau* wird vor dem Test (ex-ante) festgelegt. Bei einem signifikanten Ergebnis ist damit die Interpretation des Ergebnisses als Entscheidung für  $H_1$  hinreichend sicher. Die *Teststärke* hingegen hängt vom Signifikanzniveau, der Effektstärke in der Population und dem Stichprobenumfang ab. Bei festem Signifikanzniveau kann eine hinreichende Teststärke (ex-ante) deshalb nur durch Planung des Stichprobenumfangs unter Annahme der Effektstärke abgesichert werden. Ex-post ist für nicht signifikante Ergebnisse die erzielte Teststärke zu ermitteln. Ist diese unzureichend, dann ist die Entscheidung für  $H_0$  nicht hinreichend sicher, da nicht ausgeschlossen werden kann, dass der Nachweis des Effektes nur deshalb nicht erfolgte, weil der Stichprobenumfang zu gering ist. Insgesamt stellt nur ein hinreichender *Stichprobenumfang* eine hinreichende Teststärke und damit eine eindeutige Interpretation nicht signifikanter Ergebnisse sicher. Damit ist die in der Literatur übliche Auffassung zur Bedeutung der Teststärke hinreichend beschrieben.<sup>24</sup>

---

<sup>21</sup> Vgl. BORTZ/SCHUSTER 2010, S. 99 ff.

<sup>22</sup> Vgl. BORTZ/SCHUSTER 2010, S. 101, COHEN 1988 und COHEN 1992.

<sup>23</sup> Vgl. HEMPEL 2013, RUDNER 2013, DOUGLAS 2013 und SCHURZ 2013.

<sup>24</sup> Vgl. DÖRING/BORTZ 2016, S. 808 ff. und BORTZ/SCHUSTER 2010, S. 99 ff.

Die A-posteriori-Wahrscheinlichkeiten der Fehler 1. Art ( $\alpha^*$ ) und 2. Art ( $\beta^*$ ) (vgl. Abbildung 3.11) entsprechen der Wahrscheinlichkeit, mit der eine abgelehnte (nicht abgelehnte) Nullhypothese tatsächlich wahr (falsch) ist. Interessant ist, dass  $\alpha^*$  und  $\beta^*$  umso geringer ist, je höher die Teststärke  $1 - \beta$  ist. Die Wahrscheinlichkeit einer tatsächlich falschen Entscheidung nimmt demnach mit zunehmender Teststärke ab. Der Teststärke kommt damit eine über die Sicherung der Interpretation nicht signifikanter Ergebnisse hinausgehende wesentlich kritischere Bedeutung für die Güte von Parametertests zu, als in der Literatur üblicherweise dargestellt wird.<sup>25</sup>

Der Stichprobenumfang für eine hinreichende Teststärke ist abhängig von dem konkreten Parametertest. Im Rahmen der multiplen Regression sind insbesondere drei Testgruppen von Bedeutung, die Spezialfällen eines verallgemeinerten F-Tests mit den folgenden Hypothesen entsprechen.<sup>26</sup>

$$H_0 : \forall j \in \{1, \dots, K - p\} : b_j = 0 \Leftrightarrow \rho_K^2 = \rho_{K-p}^2 \quad (3.16)$$

$$H_1 : \exists j \in \{1, \dots, K - p\} : b_j \neq 0 \Leftrightarrow \rho_K^2 > \rho_{K-p}^2 \quad (3.17)$$

Der Test prüft, ob das Modell mit  $K$  Variablen einen höheren Erklärungsgehalt aufweist als das Modell mit  $K - p$  Variablen.<sup>27</sup> Zunächst wird der empirische F-Wert

$$F_{emp} = \frac{(R_K^2 - R_{K-p}^2)/df_1}{(1 - R_K^2)/df_2} \quad (3.18)$$

mit den Freiheitsgraden  $df_1 = p$  und  $df_2 = N - K - 1$  ermittelt.<sup>28</sup> Dieser folgt einer theoretischen F-Verteilung  $F_{emp} \sim F(df_1, df_2, \lambda)$  mit den Freiheitsgraden  $df_1$  und  $df_2$  sowie dem Nichtzentralitätsparameter  $\lambda$ . Letzterer ergibt sich aus der Effektstärke  $f^2$  und dem Stichprobenumfang  $N$ .

$$\lambda = f^2 \cdot N \quad \text{mit} \quad f^2 = (\rho_K^2 - \rho_{K-p}^2)/(1 - \rho_K^2) \quad (3.19)$$

Aus Gleichung (3.19) wird ersichtlich, dass (1) unter  $H_0 : \rho_K^2 = \rho_{K-p}^2$  gilt  $f^2 = 0$  ( $\lambda = 0$ ) und (2) unter  $H_1 : \rho_K^2 > \rho_{K-p}^2$  gilt  $f^2 > 0$  ( $\lambda > 0$ ).

<sup>25</sup>Vgl. O'BRIEN/CASTELLOE 2007.

<sup>26</sup>Vgl. hierzu sowie im Folgenden VON AUER 2016, S. 247 ff., COHEN 1988, S. 407 ff., KELLEY/MAXWELL 2008, FAUL et al. 2007 und FAUL et al. 2009.

<sup>27</sup>Im Spezialfall  $p = K$  gilt  $\rho_{K-p}^2 = 0$ , andernfalls  $\rho_{K-p}^2 > 0$ .

<sup>28</sup>Im Spezialfall  $p = K$  gilt  $R_{K-p}^2 = 0$ , andernfalls  $R_{K-p}^2 > 0$ .

Entsprechend den Verteilungsannahmen wird der kritische F-Wert als  $(1 - \alpha)$ -Quantil der F-Verteilung  $F_{1-\alpha}(df_1, df_2, \lambda)$  unter Annahme von  $H_0$  ( $\lambda = 0$ ) ermittelt.

$$F_{krit} = F_{1-\alpha}(df_1, df_2, \lambda = 0) \quad (3.20)$$

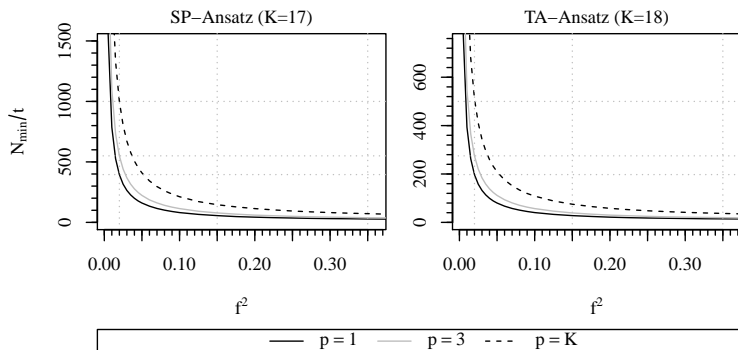
Dieser entspricht jenem Wert, der mit einer Wahrscheinlichkeit von  $(1 - \alpha)\%$  nicht überschritten wird, wenn  $H_0$  wahr ist, sodass für  $F_{emp} > F_{krit}$  ( $F_{emp} \leq F_{krit}$ ) letztlich  $H_0$  verworfen (nicht verworfen) wird. Im Folgenden sind drei Spezialfälle des verallgemeinerten F-Tests wesentlich:

- Im Fall  $p = 1$  wird geprüft, ob ein spezifischer Koeffizient von 0 verschieden ist. Der F-Test entspricht hier dem (zweiseitigen) t-Test einzelner Koeffizienten, dessen Ergebnisse zur üblichen Zusammenfassung eines Modells gehören.
- Im Fall  $1 < p < K$  wird geprüft, ob mindestens einer von 2 bis  $K-1$  Koeffizienten von 0 verschieden ist. Der Test dient zum Vergleich geschachtelter Modelle und damit auch zur Prüfung von Polynomen (höherer Ordnung) oder (polytomen) kategorialen Variablen.
- Im Fall  $p = K$  wird geprüft, ob mindestens ein Koeffizient aller  $K$  Koeffizienten von 0 verschieden ist. Der Test entspricht hier gerade dem globalen F-Test des Modells, dessen Ergebnis zur üblichen Zusammenfassung eines Modells gehört.

Eine Möglichkeit der Planung besteht in der Ermittlung des Mindestumfangs der Stichprobe für ein festes Signifikanzniveau  $\alpha$  und eine feste Teststärke  $1 - \beta$  in Abhängigkeit von der Effektstärke  $f^2$  und der Anzahl getesteter Koeffizienten  $p$ . Übliche Konventionen für  $f^2$  sind 0.02 (gering), 0.15 (mittel) und 0.35 (hoch).<sup>29</sup> Abbildung 3.12 gibt entsprechend den Mindestumfang der Stichprobe pro Periode  $N_{min}/t$  beim SP-Ansatz (TA-Ansatz) mit  $K = 17$  ( $K = 18$ ) Variablen für den verallgemeinerten F-Test abhängig von der Effektstärke  $f^2$  und der Anzahl getesteter Koeffizienten  $p$  wieder, damit eine Teststärke  $1 - \beta = 80\%$  bei einem Signifikanzniveau  $\alpha = 5\%$  abgesichert ist.<sup>30</sup>

<sup>29</sup>Vgl. COHEN 1988, S. 412 ff. und COHEN 1992.

<sup>30</sup>Theoretische Grundlagen zur Berechnung ergeben sich aus COHEN 1988, S. 407 ff.  
Die Berechnung selbst erfolgte auf Basis der Funktion `pwr.f2.test` des R-Pakets



**Abbildung 3.12:** Mindestumfang der Stichprobe pro Periode  $N_{min}/t$  beim SP-Ansatz (TD-Ansatz) mit  $K = 17$  ( $K = 18$ ) Variablen für den verallgemeinerten F-Test in Abhängigkeit von der Effektstärke  $f^2$  und der Anzahl getesteter Variablen  $p$  zur Absicherung einer Teststärke  $(1 - \beta) = 80\%$  bei einem Signifikanzniveau  $\alpha = 5\%$

Der Mindestumfang der Stichprobe pro Periode  $N_{min}/t$  ist beim SP-Ansatz (*ceteris paribus*) doppelt so hoch wie beim TA-Ansatz und damit der Mindestumfang der Stichprobe pro Modell  $N_{min}$  beim SP- und TA-Ansatz identisch.  $N_{min}/t$  ( $N_{min}$ ) steigt mit zunehmender Anzahl getesteter Koeffizienten  $p$  leicht und mit abnehmender Effektstärke  $f^2$  stark an. Deshalb ist bei der Planung zur Sicherheit von einer gemäß Konvention geringen Effektstärke auszugehen. Allerdings dürfte die Effektstärke  $f^2$  mit zunehmender Anzahl getesteter Koeffizienten  $p$  steigen.

Die Testgruppe  $p = 1$  deckt die Prüfung einzelner Koeffizienten ab. Konventionen für  $f^2$  sind hier nach unten zu korrigieren: Bei einer Einfachregression ( $p = K = 1$ ) gilt  $\rho_K^2 = \beta_k^2 = r_{yx_k}^2$  und damit  $f^2 = r_{yx_k}^2 / (1 - r_{yx_k}^2)$ , wobei  $r_{yx_k}$  den Korrelationskoeffizienten bezeichnet. Übliche Konventionen für  $r_{yx_k}$  sind 0.1 (gering), 0.3 (mittel) und 0.5 (hoch).<sup>31</sup> Umgerechnet ergeben sich damit folgende Konventionen für  $f^2$  im Fall  $p = 1$ : 0.01 (gering), 0.1 (mittel) und 0.3 (hoch).<sup>32</sup> Demnach wäre für  $p = 1$  zur Si-

**pwr.** Die offizielle Dokumentation des Paketes ist unter <https://CRAN.R-project.org/package=pwr> einsehbar.

<sup>31</sup>Vgl. COHEN 1988, S. 82 und COHEN 1992.

<sup>32</sup>Vgl. COHEN 1988, S. 413.

cherheit mit  $f^2 < 0.01$  zu planen. Für  $f^2 \geq 0.01$  wären für eine Teststärke  $1 - \beta = 80\%$  bei einem Signifikanzniveau  $\alpha = 5\%$  rund 800 (400) Fälle pro Periode beim SP-Ansatz (TA-Ansatz) erforderlich. Für den Bereich kleiner Effektstärken ( $f^2 < 0.01$ ) steigt  $N_{min}/t$  schnell auf deutlich über 1000 (500) Fälle pro Periode beim SP-Ansatz (TA-Ansatz) an. Beispielsweise wären für  $f^2 \leq 0.005$  bereits 1572 (786) und für  $f^2 \leq 0.0025$  bereits 3142 (1571) Fälle pro Periode beim SP-Ansatz (TA-Ansatz) erforderlich. Im Bereich kleiner Effektstärken führt damit eine Halbierung der Effektstärke ungefähr zu einer Verdopplung der Anforderungen. Als Orientierungswert bieten sich mindestens 1500 Fälle pro Modell und damit 1500 (750) Fälle pro Periode beim SP-Ansatz (TA-Ansatz) an, wodurch im Fall  $p = 1$  eine Teststärke von 80% bei einem Signifikanzniveau von 5% für eine Effektstärke  $f^2 \geq 0.0053$  bzw.  $|\beta_k| = |r_{yx_k}| \geq 0.073$  abgesichert wäre.

Der Fall  $2 \leq p \leq 3$  deckt die Prüfung üblicher kategorialer Variablen mit drei bis vier Kategorien ab. Hier wäre zur Sicherheit mit einer gemäß der üblichen Konvention geringen Effektstärke  $f^2 < 0.02$  zu planen. Bei 1500 Fällen pro Modell und damit 1500 (750) Fällen pro Periode beim SP-Ansatz (TA-Ansatz) wäre eine Teststärke von 80% bei einem Signifikanzniveau von 5% im Fall  $p = 3$  für eine Effektstärke von  $f^2 \geq 0.0073$  abgesichert.

Bei der Testgruppe  $p = K$  kann bei einem im Rahmen der Kaufpreisanalyse üblichen Bestimmtheitsmaß von  $R_K^2 \approx 0.8$  für die Population von  $0.7 \leq \rho_K^2 \leq 0.9$  und damit von  $f^2 = \rho_K^2 / (1 - \rho_K^2) \geq 2.3$  ausgegangen werden, sodass sich im Fall  $p = K$  nur marginale Anforderungen an den Stichprobenumfang ergeben. Bei 1500 Fällen pro Modell und damit 1500 (750) Fällen pro Periode beim SP-Ansatz (TA-Ansatz) wäre eine Teststärke von 80% bei einem Signifikanzniveau von 5% im Fall  $p = K$  für eine Effektstärke von  $f^2 \geq 0.0136$  abgesichert.

Insgesamt ergibt sich ein Mindestumfang der Stichprobe von 1500 Fällen pro Modell und damit 1500 (750) Fällen pro Periode beim SP-Ansatz (TA-Ansatz) als sinnvoller Orientierungswert. Damit ist eine Teststärke von  $(1 - \beta) = 80\%$  bei einem Signifikanzniveau von  $\alpha = 5\%$  auch bei bereits relativ geringer Effektstärke in allen drei Testgruppen abgesichert. Ein geringeres Signifikanzniveau, eine höhere Teststärke sowie eine extrem geringe Effektstärke würden nochmals zu höheren Anforderungen führen.

Im Fall  $p = 1$  entspricht der F-Test dem zweiseitigen t-Test eines einzelnen Koeffizienten mit  $H_0 : b_k = 0$ . Hier kann alternativ der standardisierte Koeffizient  $\beta_k$  als Maß für die Effektstärke herangezogen werden. Dabei sind zusätzlich Annahmen über das Bestimmtheitsmaß  $\rho_k^2$  der Regression von  $x_1, \dots, x_{k-1}, x_{k+1}, \dots, x_k$  auf  $x_k$  und damit das vermutete Ausmaß von Multikollinearität zu treffen. Der Mindestumfang der Stichprobe kann jedoch zunächst unter der Annahme  $\rho_K^2 = \rho_k^2$  ermittelt werden.<sup>33</sup> Bei einem im Rahmen der Kaufpreisanalyse von Wohneigentum üblichen Bestimmtheitsmaß von  $R_K^2 \approx 0.8$  kann von  $0.7 \leq \rho_K^2 \leq 0.9$  ausgegangen werden. Die Annahme  $\rho_K^2 = \rho_k^2$  deckt entsprechend bereits ein relativ hohes Ausmaß von Multikollinearität  $\rho_k^2 \geq 0.7$  ab und dürfte damit zu einer hinreichend vorsichtigen Planung führen. Bei Bedarf könnte der unter  $\rho_K^2 = \rho_k^2$  ermittelte Mindestumfang der Stichprobe  $N_{min}$  an davon abweichende Annahmen wie folgt angepasst werden<sup>34</sup>:

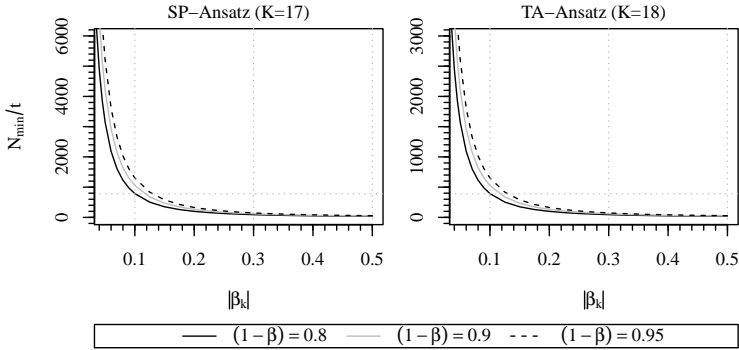
$$N_{min}^* \approx N_{min} \cdot \phi \quad \text{mit} \quad \phi = \frac{1 - \rho_K^2}{1 - \rho_k^2} \quad (3.21)$$

Abbildung 3.13 gibt entsprechend den Mindestumfang der Stichprobe pro Periode  $N_{min}/t$  beim SP-Ansatz (TA-Ansatz) mit  $K = 17$  ( $K = 18$ ) Variablen für den zweiseitigen t-Test mit  $\alpha = 5\%$  in Abhängigkeit vom Betrag des standardisierten Koeffizienten  $|\beta_k|$  sowie der Teststärke  $(1 - \beta)$  unter der Annahme  $\rho_K^2 = \rho_k^2$  wieder.<sup>35</sup>  $N_{min}/t$  ist beim SP-Ansatz (ceteris paribus) doppelt so hoch wie beim TA-Ansatz und damit der Mindestumfang der Stichprobe pro Modell  $N_{min}$  beim SP- und TA-Ansatz identisch. Zur Sicherheit ist mit einer geringen Effektstärke ( $|\beta_k| < 0.1$ ) zu planen. Bei 1 500 Fällen pro Modell und damit 1 500 (750) Fällen pro Periode beim SP-Ansatz (TA-Ansatz) wäre eine Teststärke  $(1 - \beta) = 80\%$  bei einem Signifikanzniveau  $\alpha = 5\%$  für  $|\beta_k| \geq 0.0724$  abgesichert. Ein geringeres Signifikanzniveau, eine höhere Teststärke sowie eine geringere Effektstärke würden nochmals zu deutlich höheren Anforderungen führen.

<sup>33</sup>Vgl. KELLEY/MAXWELL 2003.

<sup>34</sup>Vgl. KELLEY/MAXWELL 2003.

<sup>35</sup>Theoretische Grundlagen zur Berechnung ergeben sich aus KELLEY/MAXWELL 2008, 2003 und MAXWELL 2000. Die Berechnungen an sich erfolgten auf Basis der Funktion `ss.power.reg.coef` des R-Paketes MBESS. Hierzu sei auch auf KELLEY 2007b und 2007a sowie auf die offizielle Dokumentation des Pakets unter <https://CRAN.R-project.org/package=MBESS> verwiesen.

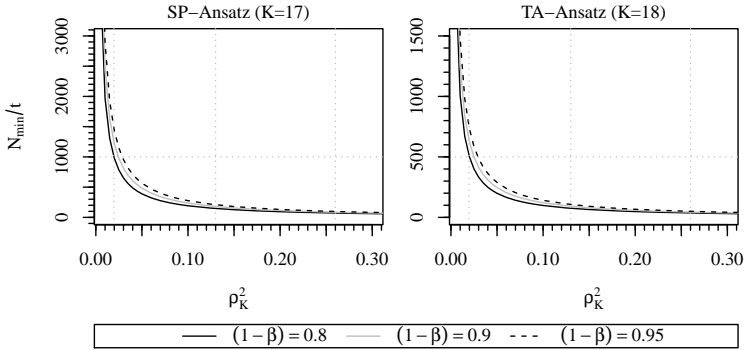


**Abbildung 3.13:** Mindestumfang der Stichprobe pro Periode  $N_{min}/t$  (unter der Annahme  $\rho_K^2 = \rho_k^2$ ) beim SP-Ansatz (TA-Ansatz) mit  $K = 17$  ( $K = 18$ ) Variablen für den Test mit  $H_0 : b_k = 0$  bei einem Signifikanzniveau  $\alpha = 5\%$  in Abhängigkeit von dem standardisierten Koeffizienten  $\beta_k$  und der gewünschten Teststärke (power)

Der verallgemeinerte F-Test entspricht für  $p = K$  dem globalen F-Test eines Modells mit  $K$  Variablen. Für diese Testgruppe kann alternativ das Bestimmtheitsmaß  $\rho_K^2 = f^2/(1 + f^2)$  des Modells als Maß für die Effektstärke herangezogen werden. Abbildung 3.14 gibt entsprechend den mindestens erforderlichen Umfang der Stichprobe pro Periode  $N_{min}/t$  beim SP-Ansatz (TA-Ansatz) mit  $K = 17$  ( $K = 18$ ) Variablen für den globalen F-Test bei  $\alpha = 5\%$  in Abhängigkeit von  $\rho_K^2$  und der Teststärke  $(1 - \beta)$  wieder. Konventionen bezüglich  $f^2$  wurden entsprechend in Werte für  $\rho_K^2$  umgerechnet und ergänzend abgetragen.<sup>36</sup>

Der Mindestumfang der Stichprobe pro Periode  $N_{min}/t$  ist beim SP-Ansatz (*ceteris paribus*) doppelt so hoch wie beim TA-Ansatz und damit der Mindestumfang der Stichprobe pro Modell  $N_{min}$  identisch. Für die Kaufpreisanalyse kann beim globalen F-Test des Modells von einer relativ hohen Effektstärke  $0.7 \leq \rho_K^2 \leq 0.9$  ausgegangen werden, sodass sich für

<sup>36</sup>Theoretische Grundlagen zur Berechnung ergeben sich aus COHEN 1988, S. 407 ff. und KELLEY/MAXWELL 2008. Die Berechnungen an sich erfolgten auf Basis der Funktion `ss.power.R2` des R-Paketes `MBESS`. Hierzu sei auch auf KELLEY 2007b, KELLEY 2007a sowie die offizielle Dokumentation des Pakets unter <https://CRAN.R-project.org/package=MBESS> verwiesen.



**Abbildung 3.14:** Mindestumfang der Stichprobe pro Periode  $N_{\min}/t$  beim SP-Ansatz (TA-Ansatz) mit  $K = 17$  ( $K = 18$ ) Variablen für den Test  $H_0 : \rho_K^2 = 0$  mit  $\alpha = 5\%$  in Abhängigkeit von der gewünschten Teststärke  $(1 - \beta)$  und der vermuteten Effektstärke  $\rho_K^2$

diese Testgruppe im Vergleich zu den anderen beiden Testgruppen nur geringe Anforderungen an den Mindestumfang der Stichprobe ergeben. Bei 1500 Fällen pro Modell und damit 1500 (750) Fällen pro Periode beim SP-Ansatz (TA-Ansatz) wäre eine Teststärke von 80% bei einem Signifikanzniveau von 5% für  $\rho_K^2 \geq 0.0131$  abgesichert.

### 3.3.2 Planung nach Präzision

Im Rahmen der Schätztheorie wird zwischen der *Genauigkeit* (accuracy), der *Präzision* (precision) und der *Korrektheit* (trueness) eines Schätzers unterschieden. Als Maß für die *Genauigkeit* eines Schätzers  $\hat{\theta}$  des unbekannten Parameters  $\theta$  in der Population gilt der mittlere quadratische Fehler (MSE: Mean Squared Error), der wie folgt definiert ist:

$$\text{MSE}[\hat{\theta}] = \mathbb{E}[(\hat{\theta} - \theta)^2] \quad (3.22)$$

$$= \mathbb{E}[(\hat{\theta} - \mathbb{E}[\hat{\theta}])^2] + (\mathbb{E}[\hat{\theta}] - \theta)^2 \quad (3.23)$$

$$= \text{Var}[\hat{\theta}] + (\text{Bias}[\hat{\theta}])^2 \quad (3.24)$$



Dabei gilt: Je geringer der  $MSE[\hat{\theta}]$ , desto höher die Genauigkeit der Schätzung. Weiterhin ergibt sich der MSE aus zwei Komponenten: der Varianz der Schätzwerte  $\text{Var}[\hat{\theta}]$  als Maß für die Präzision und der Verzerrung  $\text{Bias}[\hat{\theta}]$  der Schätzung als Maß für die Erwartungstreue. Dabei gilt: Je geringer die Varianz der Schätzwerte (die Verzerrung), desto höher die Präzision (die Erwartungstreue). Ein guter Schätzer minimiert den  $MSE[\hat{\theta}]$  und damit  $\text{Var}[\hat{\theta}]$  sowie  $\text{Bias}[\hat{\theta}]$ . Ein Schätzer ist *effizient*, wenn dieser  $\text{Var}[\hat{\theta}]$  minimiert und *erwartungstreu* (unverzerrt), wenn  $\text{Bias}[\hat{\theta}] = 0$  gilt. Ein guter Schätzer ist damit bestenfalls effizient und unverzerrt. Im Allgemeinen wird als Mindestanforderung an einen guten Schätzer jedoch mindestens gefordert, dass dieser *konsistent* ist, d.h. dass gilt:  $\lim_{N \rightarrow \infty} MSE[\hat{\theta}] = 0$ . Letzteres gewährleistet, dass die Genauigkeit der Schätzung mit steigendem Stichprobenumfang  $N$  zunimmt. Genauigkeit, Präzision und Verzerrung sind jedoch rein theoretische Konzepte. Dies wird daran deutlich, dass die Ermittlung des  $MSE[\hat{\theta}]$  theoretisch eine wiederholte Stichprobe und die Kenntnis des wahren Wertes voraussetzt.<sup>37</sup>

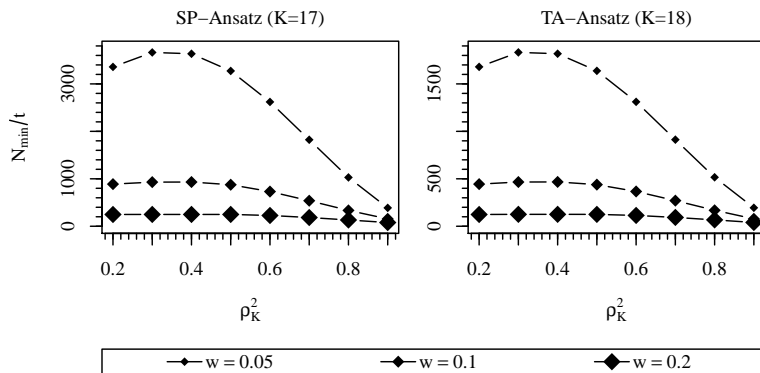
In der Praxis ist in der Regel lediglich die Präzision der Schätzung eines Parameters  $\theta$  operationalisierbar. Die Operationalisierung erfolgt hierbei üblicherweise als Breite  $w = \hat{\theta}_o - \hat{\theta}_u$  des  $(1 - \alpha)$ -Konfidenzintervalls  $P(\hat{\theta}_u \leq \theta \leq \hat{\theta}_o) \geq (1 - \alpha)$ . Dieses ist heuristisch als jenes Intervall interpretierbar, das bei theoretisch wiederholter Stichprobe und Schätzung in  $(1 - \alpha)\%$  der Fälle den wahren Wert  $\theta$  in der Population enthält. Dabei gilt: Je geringer die Breite  $w$  des Konfidenzintervalls, desto höher die Präzision der Schätzung.<sup>38</sup> Zur Absicherung einer hinreichenden Präzision der Schätzung kann der Mindestumfang der Stichprobe  $N_{min}$  ermittelt werden, damit eine gewünschte Breite  $w$  des  $(1 - \alpha)$ -Konfidenzintervalls bezüglich  $\rho_K^2$  bzw.  $\beta_k$  mit einer vorgegebenen Wahrscheinlichkeit  $\gamma$  nicht überschritten wird.<sup>39</sup> Dabei gilt allgemein, dass  $N_{min}$  umso höher ausfällt, je geringer die Breite  $w$  des Konfidenzintervalls, je geringer das Signifikanzniveau  $\alpha$  und je höher die Wahrscheinlichkeit  $\gamma$  gewählt werden. Für die Planung des Stichprobenumfangs wird im Folgenden stets  $\alpha = 5\%$  und  $\gamma = 99\%$  angesetzt.

<sup>37</sup>Vgl. FAHRMEIR et al. 2016, S. 338 ff., BORTZ/SCHUSTER 2010, S. 88 ff. und KELLEY/MAXWELL 2008.

<sup>38</sup>Vgl. FAHRMEIR et al. 2016, S. 356 ff., BORTZ/SCHUSTER 2010, S. 32 ff. oder KELLEY 2008.

<sup>39</sup>Vgl. KELLEY/MAXWELL 2003, KELLEY/MAXWELL 2008 und KELLEY 2008.

Abbildung 3.15 gibt den Mindestumfang der Stichprobe pro Periode  $N_{min}/t$  beim SP-Ansatz (TA-Ansatz) in Abhängigkeit vom Bestimmtheitsmaß  $\rho_K^2$  wieder, damit das 95%-Konfidenzintervall bezüglich  $\rho_K^2$  eine Breite  $w = 0.01$ ,  $w = 0.1$  oder  $w = 0.2$  mit einer Wahrscheinlichkeit  $\gamma = 99\%$  nicht überschreitet.<sup>40</sup>



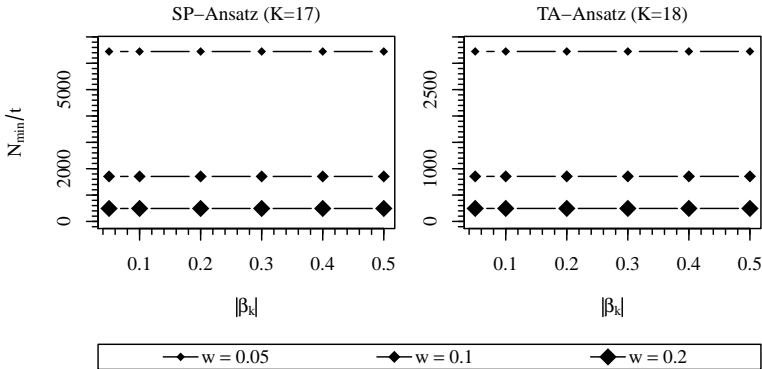
**Abbildung 3.15:** Mindestumfang der Stichprobe pro Periode  $N_{min}/t$  beim SP-Ansatz (TA-Ansatz) mit  $K = 17$  ( $K = 18$ ) Variablen in Abhängigkeit vom Bestimmtheitsmaß  $\rho_K^2$  damit das 95%-Konfidenzintervall bezüglich  $\rho_K^2$  eine Breite von  $w = 0.05$ ,  $w = 0.1$  oder  $w = 0.2$  mit einer Wahrscheinlichkeit  $\gamma = 99\%$  nicht überschreitet

Der Mindestumfang der Stichprobe pro Periode  $N_{min}/t$  ist beim SP-Ansatz (*ceteris paribus*) nahezu doppelt so groß ist wie beim TA-Ansatz und damit der Mindestumfang der Stichprobe pro Modell  $N_{min}$  beim SP- und TA-Ansatz nahezu identisch. Bei steigender Effektstärke  $\rho_K^2$  nimmt  $N_{min}/t$  zunächst zu und erreicht für  $\rho_K^2 \approx 0.3$  ein globales Maximum. Damit das 95%-Konfidenzintervall bezüglich  $\rho_K^2$  eine Breite von  $w = 0.05$ ,  $w = 0.1$  oder  $w = 0.2$  über dem in der Kaufpreisanalyse üblichen Bereich  $\rho_K^2 \geq 0.7$  mit einer Wahrscheinlichkeit von  $\gamma = 99\%$  nicht überschreitet, sind beim SP-Ansatz (TA-Ansatz) mindestens rund 1 823 (912), 538 (269) oder 184

<sup>40</sup>Theoretische Grundlagen zur Berechnung ergeben sich aus KELLEY 2008, KELLEY/MAXWELL 2008, ALGINA/OLEJNIK 2000 und STEIGER/FOULADI 1992. Die Berechnung an sich erfolgte auf Basis der Funktion `ss.aipe.R2` des R-Paketes `MBESS`. Siehe hierzu auch KELLEY 2007b, KELLEY 2007a sowie die offizielle Dokumentation zum Paket unter <https://CRAN.R-project.org/package=MBESS>.

(92) Fälle pro Periode erforderlich. Ein Stichprobenumfang von 1 500 Fällen pro Modell und damit 1 500 (750) Fällen pro Periode beim SP-Ansatz (TA-Ansatz) würde für  $\rho_K^2 \geq 0.7$  sicherstellen, dass das 95%-Konfidenzintervall bezüglich  $\rho_K^2$  mit einer Wahrscheinlichkeit von  $\gamma = 99\%$  eine Breite von  $w = 0.0557$  nicht überschreitet.

Abbildung 3.16 gibt den Mindestumfang der Stichprobe pro Periode  $N_{min}/t$  beim SP-Ansatz (TA-Ansatz) mit  $K = 17$  ( $K = 18$ ) Variablen unter der Annahme  $\rho_K^2 = \rho_k^2$  in Abhängigkeit vom standardisierten Koeffizienten  $\beta_k$  wieder, damit das 95%-Konfidenzintervall bezüglich  $\beta_k$  eine Breite von  $w = 0.05$ ,  $w = 0.1$  oder  $w = 0.2$  mit einer Wahrscheinlichkeit von  $\gamma = 99\%$  nicht überschreitet.<sup>41</sup> Bereits im Rahmen der Planung der Teststärke erfolgte Anmerkungen zur Annahme  $\rho_K^2 = \rho_k^2$  sowie einer möglichen Anpassung der Planung an davon abweichende Annahmen gelten hier analog.



**Abbildung 3.16:** Mindestumfang der Stichprobe pro Periode  $N_{min}/t$  (unter der Annahme  $\rho_K^2 = \rho_k^2$ ) beim SP-Ansatz (TA-Ansatz) mit  $K = 17$  ( $K = 18$ ) Variablen in Abhängigkeit vom Betrag des standardisierten Koeffizienten  $|\beta_k|$  damit das 95%-Konfidenzintervall bezüglich  $\beta_k$  eine Breite von  $w = 0.05$ ,  $0.1$  oder  $0.2$  mit einer Wahrscheinlichkeit  $\gamma = 99\%$  nicht überschreitet

<sup>41</sup>Theoretische Grundlagen zur Berechnung ergeben sich unter anderem aus KELLEY/MAXWELL 2003, KELLEY/MAXWELL 2008 und SMITHSON 2003. Die Berechnung an sich erfolgte auf Basis der Funktion `ss.aipe.reg.coef` des R-Paketes MBESS. Siehe hierzu auch KELLEY 2007b, KELLEY 2007a sowie die offizielle Dokumentation zum Paket unter <https://CRAN.R-project.org/package=MBESS>.

Der Mindestumfang der Stichprobe pro Periode  $N_{min}/t$  ist beim SP-Ansatz (*ceteris paribus*) nahezu doppelt so hoch wie beim TA-Ansatz und damit der Mindestumfang der Stichprobe pro Modell beim SP- und TA-Ansatz nahezu identisch. Zudem ist  $N_{min}/t$  nahezu unabhängig von  $\beta_k$  selbst und steigt mit einer abnehmenden Breite  $w$  des 95%-Konfidenzintervalls an. Damit das 95%-Konfidenzintervall bezüglich  $\beta_k$  eine Breite von  $w = 0.05$ ,  $w = 0.1$  oder  $w = 0.2$  mit einer Wahrscheinlichkeit von  $\gamma = 99\%$  nicht überschreitet sind rund 6 446 (3 224), 1 707 (854) oder 491 (246) Fälle pro Periode beim SP-Ansatz (TA-Ansatz) erforderlich. Bei mindestens 1 500 Fällen pro Modell und damit mindestens 1 500 (750) Fällen pro Periode beim SP-Ansatz (TA-Ansatz) wäre abgesichert, dass das 95%-Konfidenzintervall bezüglich  $\beta_k$  mit einer Wahrscheinlichkeit von  $\gamma = 99\%$  eine Breite von  $w = 0.1073$  nicht überschreitet.

### 3.3.3 Zusammenfassung und Fazit

In Abschnitt 3.3 erfolgte die Planung des Mindestumfangs der Stichprobe pro Periode  $N_{min}/t$  bei Anwendung des SP-Ansatzes (TA-Ansatzes) mit  $K = 17$  ( $K = 18$ ) Koeffizienten im Modell. Dabei wurde zwischen dem Mindestumfang der Stichprobe pro Periode für (1) eine hinreichende Teststärke bei relevanten Hypothesentests und (2) eine hinreichende Präzision der Schätzungen unterschieden. Als Hypothesentests wurden insbesondere der zweiseitige t-Test bezüglich einzelner standardisierter Regressionskoeffizienten ( $\beta_k$ ) sowie der globale F-Test bezüglich des Bestimmtheitsmaßes des Modells ( $\rho_K^2$ ) betrachtet. Die Präzision der Schätzung wurde als erwartete Breite ( $w$ ) des  $(1 - \alpha)$ -Konfidenzintervalls bezüglich  $\beta_k$  und  $\rho_K^2$  operationalisiert, die mit einer Wahrscheinlichkeit  $\gamma$  nicht überschritten wird.

In allen betrachteten Szenarien wurde ersichtlich, dass der Mindestumfang der Stichprobe pro Periode  $N_{min}/t$  beim SP-Ansatz (*ceteris paribus*) stets nahezu doppelt so hoch ist wie beim TA-Ansatz und damit der Mindestumfang der Stichprobe pro Modell  $N_{min}$  beim SP- und TA-Ansatz nahezu identisch ist. Entsprechend kann bei der Machbarkeitsanalyse berücksichtigt werden, dass sich die Mindestanforderungen an den Stichprobenumfang pro Periode  $N_{min}/t$  (*ceteris paribus*) beim TA- und RW-Ansatz im Vergleich zum SP-Ansatz näherungsweise umgekehrt proportional zur Anzahl pro Modell aggregierter Perioden verhält.

Bei Hypothesentests ist eine eindeutige Interpretation signifikanter Ergebnisse durch Festlegung des Signifikanzniveaus  $\alpha \geq 5\%$  gegeben. Für nicht signifikante Testergebnisse ist dies nur bei hinreichender Teststärke  $1 - \beta \geq 80\%$  und damit bei hinreichendem Stichprobenumfang  $N_{min}$  gegeben.  $N_{min}$  steigt (ceteris paribus) mit abnehmender Effektstärke extrem an, sodass zur Sicherheit mit einer geringen Effektstärke zu planen ist. Gemäß Konvention gilt beim zweiseitigen t-Test einzelner Koeffizienten (beim globalen F-Test) eine Effektstärke von  $|\beta_k| < 0.1$  ( $\rho_K^2 < 0.02$ ) als gering. Als Orientierungswert ergaben sich 1 500 Fälle pro Modell und damit 1 500 (750) Fälle pro Periode beim SP-Ansatz (TA-Ansatz). Dies würde die Mindestanforderungen  $\alpha = 5\%$  und  $1 - \beta = 80\%$  beim zweiseitigen t-Test einzelner Koeffizienten (dem globalen F-Test) für eine Effektstärke von  $|\beta_k| \geq 0.0724$  ( $\rho_K^2 \geq 0.0131$ ) absichern. Ein geringeres Signifikanzniveau  $\alpha$ , eine höhere Teststärke  $1 - \beta$  und/oder eine geringere Effektstärke würde nochmals einen deutlich höheren Stichprobenumfang erfordern.

Hinsichtlich der Präzision ist festzuhalten, dass ein Umfang der Stichprobe von 1 500 Fällen pro Modell und damit 1 500 (750) Fällen pro Periode bei Anwendung des SP-Ansatzes (TA-Ansatzes) absichert, dass das 95%-Konfidenzintervall bezüglich  $\beta_k$  ( $\rho_K^2$ ) mit einer Wahrscheinlichkeit von  $\gamma = 99\%$  eine Breite von  $w = 0.1073$  ( $w = 0.0557$ ) nicht überschreitet. Wobei für  $\rho_K^2$  von einem in der Kaufpreisanalyse wohl üblichen Bereich  $\rho_K^2 \geq 0.7$  ausgegangen wurde. Ein geringeres Signifikanzniveau  $\alpha$  und/oder eine geringere Breite  $w$  des Konfidenzintervalls würde nochmals einen deutlich höheren Umfang der Stichprobe erfordern.

Insgesamt kann ein Stichprobenumfang von 1 500 Fällen pro Modell und damit 1 500 (750) Fällen pro Periode beim SP-Ansatz (TA-Ansatz) als Benchmark zur Beurteilung der theoretischen und praktischen Machbarkeit herangezogen werden. Bei einer deutlichen Unterschreitung ist mit erheblichen Einschränkungen hinsichtlich der Teststärke und der Präzision der Schätzungen bei geringen Effektstärken zu rechnen, sodass relevante Effekte ggf. als nicht signifikant oder gar mit dem falschen Vorzeichen ausgewiesen werden könnten. Für eine hinreichende Teststärke bei sehr geringen Effektstärken wäre der Benchmark nochmals deutlich zu überschreiten. Beide Interpretationen gelten primär in Bezug auf einzelne Koeffizienten, da beim globalen F-Test des Modells von einer relativen großen Effektstärke in der Population ausgegangen werden kann.

### 3.4 Machbarkeit

In diesem Abschnitt folgt die Analyse der *theoretischen* und *praktischen Machbarkeit* von Preisindizes für einzelne Schichten der Zielpopulation. Grundlage zur Beurteilung der theoretischen (praktischen) Machbarkeit ist ein Vergleich des jährlich theoretisch maximal erzielbaren (tatsächlich maximal erzielten) Umfangs der Netto-Stichprobe in den Schichten der Zielpopulation mit technischen und qualitativen Mindestanforderungen an den jährlichen Umfang der Netto-Stichprobe.

Die Machbarkeit eines Preisindex setzt zunächst nur eine minimale technisch notwendige Anforderung voraus, die hier als *technische Mindestanforderung* bezeichnet wird. Diese ergibt sich daraus, dass die Schätzung eines Regressionsmodells erfordert, dass der Stichprobenumfang pro Modell mindestens der Anzahl der Parameter entspricht. Wie im Rahmen der Stichprobenplanung dargelegt, ergibt sich die maximale Anzahl der Parameter  $K(m)$  bei einer Anzahl von  $m$  pro Modell aggregierten Perioden wie folgt:

$$K(m) = 17 + (m - 1) = 16 + m \quad (m \geq 1) \quad (3.25)$$

Einzelne Perioden gehen als Kategorien ins Modell ein. Kategorien müssen mit mindestens 20 Fällen belegt sein, andernfalls wären diese von der Stichprobe und damit der Regression auszuschließen.<sup>42</sup> Demnach sind mindestens 20 Fälle pro Periode und damit im Mittel mindestens  $20 \cdot m$  Fälle pro Modell erforderlich. Insgesamt ergibt sich folgende technische Mindestanforderung ( $N_{TMA}$ ) an den Stichprobenumfang pro Modell ( $N$ ):

$$N \geq N_{TMA} = \max\{K(m); 20 \cdot m\} = 20 \cdot m \quad (m \geq 1) \quad (3.26)$$

Die technische Mindestanforderung ist notwendig für die Machbarkeit eines Preisindex, jedoch nicht hinreichend für ein gutes Modell im dem Sinne, dass eine hinreichende Teststärke und Präzision erzielt wird. Der Mindestumfang der Stichprobe pro Modell ( $N_{QMA}$ ) für eine hinreichende Teststärke und Präzision wird hier als *qualitative Mindestanforderung* bezeichnet. Im Rahmen der Stichprobenplanung ergab sich, dass mindestens  $N_{QMA} = 1\,500$  Fälle pro Modell erforderlich sind. Zum Vergleich mit dem

<sup>42</sup>Vgl. ESCHWEILER/EVANSCHITZKY/WOISETSCHLÄGER 2007 und HUBER/MEYER/LENZEN 2014, S. 63 ff.

jährlichen Umfang der Netto-Stichprobe ( $n$ ) können die Anforderungen pro Modell ( $N_{TMA}, N_{PMA}$ ) abhängig von der Anzahl pro Modell aggregierter Perioden ( $m \geq 1$ ) und der Anzahl Perioden pro Jahr ( $p \geq 1$ ) wie folgt in mittlere Anforderungen pro Jahr ( $n_{TMA}, n_{PMA}$ ) umgerechnet werden.

$$n \geq n_{TMA} = N_{TMA} \cdot (p/m) = 20 \cdot p \tag{3.27}$$

$$n \geq n_{PMA} = N_{PMA} \cdot (p/m) = 1500 \cdot (p/m) \tag{3.28}$$

Tabelle 3.10 gibt die Mindestanforderungen pro Jahr in Abhängigkeit von der Anzahl der Perioden pro Modell ( $m$ ) bei einer Periodizität des Preisindex von 1 Jahr ( $p = 1$ ) oder 1 Quartal ( $p = 4$ ) sowie einem Betrachtungszeitraum von 14 Jahren (2001 bis 2014) wieder. Im Allgemeinen sollte die Periodizität eines Preisindex maximal 1 Jahr betragen. Europäische Standards zum nationalen Häuserpreisindex fordern die Anwendung des SP-Ansatzes ( $m = 1$ ) sowie eine Periodizität von 1 Quartal ( $p = 4$ ).

**Tabelle 3.10:** Technische und praktische Mindestanforderungen an den Stichprobenumfang pro Jahr in Abhängigkeit von dem hedonischen Ansatz und der Periodizität des Preisindex

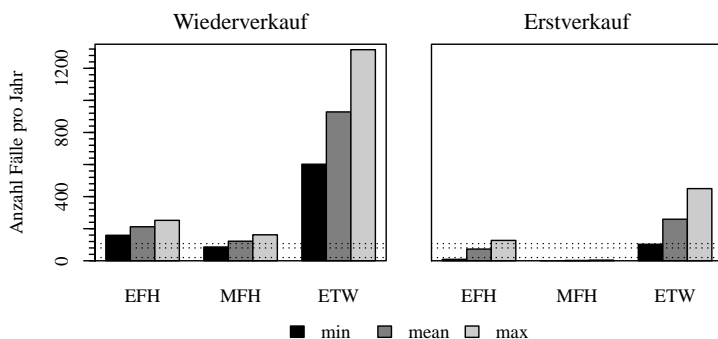
Ansatz	$p = 1$			$p = 4$		
	m	$n_{TMA}$	$n_{PMA}$	m	$n_{TMA}$	$n_{PMA}$
SP-Ansatz	1	20	1500	1	80	6000
TA-Ansatz	2	20	750	2	80	3000
RW-Ansatz	3	20	500	3	80	2000
	...	...	...	...	...	...
	13	20	115	55	80	109
TD-Ansatz	14	20	107	56	80	107

Es wird ersichtlich, dass die Machbarkeit eines Preisindex bei einer Periodizität von 1 Jahr (1 Quartal) unabhängig vom hedonischen Ansatz mindestens 20 (80) Fälle pro Jahr erfordert. Die Anforderungen an den Mindestumfang der Stichprobe pro Jahr für eine hinreichende Teststärke und Präzision sinkt mit zunehmender Anzahl pro Modell aggregierter Perioden. Bei weniger als im Mittel 107 Fällen pro Jahr ist jedoch auch bei vollständiger Aggregation der Daten über den gesamten Betrachtungszeitraum (TD-Ansatz) keine hinreichende Teststärke und Präzision erzielbar.

### 3.4.1 Theoretische Machbarkeit

Rückschlüsse auf die theoretische Machbarkeit ergeben sich aus dem Vergleich der Mindestanforderungen mit dem jährlich theoretisch maximal erzielbaren Umfang der Netto-Stichprobe. Dieser entspricht bei einer Vollerhebung ohne Antwortausfälle gerade dem jährlichen Umfang der Auswahlpopulation. In diesem Sinne beantwortet die Analyse der theoretischen Machbarkeit die Frage, ob ein Preisindex theoretisch bei einer Vollerhebung ohne Antwortausfälle machbar wäre.

Abbildung 3.17 gibt Minimum (min), Mittelwert (mean) und Maximum (max) des jährlichen Umfangs der theoretisch maximal erzielbaren Netto-Stichprobe für Ein- (EFH) und Mehrfamilienhäuser (MFH) sowie Wohnungen (ETW) im Wieder- und Erstverkauf im Zeitraum 2001 bis 2014 wieder. Zur Bewertung der Machbarkeit wurden horizontale Linien bei 20, 80 und 107 Fällen abgetragen. Bei weniger als 20 (80) Fällen pro Jahr ist ein Preisindex bei einer Periodizität von nur 1 Jahr (1 Quartal) nicht machbar. Bei im Mittel weniger als 107 Fällen pro Jahr ist auch bei Aggregation der Daten über den gesamten Betrachtungszeitraum keine hinreichende Teststärke und Präzision erzielbar.



**Abbildung 3.17:** Bewertung der theoretischen Machbarkeit von Preisindizes für einzelne Schichten der Zielpopulation auf Basis des jährlichen Umfangs der theoretisch maximal erzielbaren Netto-Stichprobe



Beim *Wiederverkauf* liegen für EFH, MFH und ETW mehr als 80 Fälle pro Jahr sowie im Mittel mehr als 107 Fälle pro Jahr vor. Im Wiederverkauf sind damit theoretisch Preisindizes für EFH, MFH und ETW bei einer Periodizität sowohl von 1 Jahr als auch von 1 Quartal mit hinreichender Teststärke und Präzision machbar. Für EFH, MFH oder ETW wären bei im Mittel 212, 122 oder 928 Fällen pro Jahr Daten aus über jeweils mindestens 8, 13 oder 2 Jahren pro Modell zu aggregieren, um mindestens 1500 Fälle pro Modell für eine hinreichende Teststärke und Präzision zu erzielen.

Beim *Erstverkauf* liegen für ETW (EFH, MFH) mehr (nicht stets mehr) als 20 Fälle pro Jahr vor. Ein Preisindex im Erstverkauf ist damit bereits theoretisch sowie bei maximaler Periodizität von 1 Jahr nur für ETW machbar. Bei ETW liegen hierbei stets mehr als 80 Fälle pro Jahr sowie im Mittel mehr als 107 Fälle pro Jahr vor. Entsprechend ist für ETW ein Preisindex theoretisch bei einer Periodizität sowohl von 1 Quartal als auch von 1 Jahr mit hinreichender Teststärke und Präzision machbar. Für eine hinreichende Teststärke wären hier bei im Mittel 259 Fällen pro Jahr Daten aus mindestens 6 Jahren pro Modell zu aggregieren, um mindestens 1500 Fälle pro Modell für eine hinreichende Teststärke und Präzision zu erzielen.

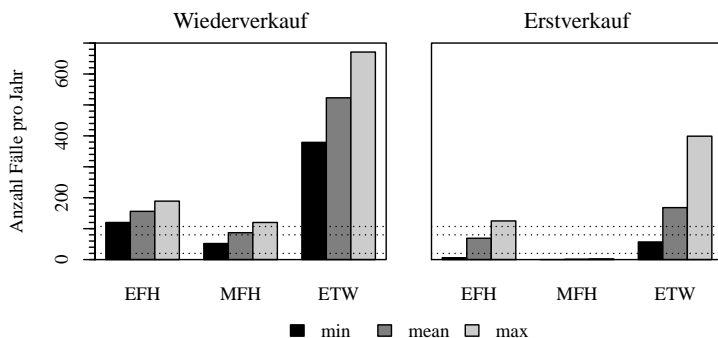
Insgesamt sind Wohneinheiten (EFH und ETW) gegenüber Wohngebäuden (EFH und MFH) als *statistische Einheit* klar zu bevorzugen. *Europäische Standards* zum nationalen Häuserpreisindex schreiben ebenfalls *Wohneinheiten* als statistische Einheit, eine Periodizität von *1 Quartal* und die Anwendung des *SP-Ansatzes* vor. Im Vergleich hierzu wurde ersichtlich, dass ein Preisindex für EFH im Erstverkauf bereits theoretisch auch bei Abweichungen von den europäischen Standards nicht machbar ist. Für EFH im Wiederverkauf sowie ETW im Erst- und Wiederverkauf sind Preisindizes machbar, allerdings mit hinreichender Teststärke und Präzision nur bei Abweichung von den europäischen Standards hinsichtlich der Wahl des hedonischen Ansatzes. Eine Periodizität von 1 Quartal hingegen wäre zumindest theoretisch bei Vollerhebung ohne Antwortausfälle machbar.

### 3.4.2 Praktische Machbarkeit

Rückschlüsse auf die praktische Machbarkeit ergeben sich aus dem Vergleich der Mindestanforderungen mit dem tatsächlich maximal erzielten jährlichen

Umfang der Netto-Stichprobe. Dieser entspricht der Brutto-Stichprobe abzüglich vollständiger Antwortausfälle. In diesem Sinne beantwortet die Analyse der praktischen Machbarkeit die Frage, ob ein Preisindex für die einzelnen Schichten der Zielpopulation entsprechend der aktuellen Erhebungspraxis des Gutachterausschusses machbar ist.

Abbildung 3.18 gibt Minimum (min), Mittelwert (mean) und Maximum (max) des jährlichen Umfangs der tatsächlich maximal erzielten Netto-Stichprobe für Ein- (EFH) und Mehrfamilienhäuser (MFH) sowie Wohnungen (ETW) im Wieder- und Erstverkauf (EV) im Zeitraum 2001 bis 2014 wieder. Zur Bewertung der Machbarkeit wurden horizontale Linien bei 20, 80 und 107 Fällen abgetragen. Bei weniger als 20 (80) Fällen pro Jahr ist ein Preisindex bei einer Periodizität von 1 Jahr (1 Quartal) nicht machbar. Bei im Mittel weniger als 107 Fällen pro Jahr ist auch bei Aggregation der Daten über den gesamten Betrachtungszeitraum keine hinreichende Teststärke und Präzision erzielbar.



**Abbildung 3.18:** Bewertung der praktischen Machbarkeit von Preisindizes für einzelne Schichten der Zielpopulation auf Basis des jährlichen Umfangs der tatsächlich maximal erzielten Netto-Stichprobe

Beim *Wiederverkauf* liegen nur für EFH und ETW stets mehr als 80 Fälle pro Jahr sowie mehr als im Mittel 107 Fälle pro Jahr vor. Im Wiederverkauf sind damit bei aktueller Erhebungspraxis des Gutachterausschusses Preisindizes für EFH und ETW sowohl bei einer Periodizität von 1 Jahr als auch von 1 Quartal machbar. Bei MFH hingegen wäre nur eine Pe-

riodizität von 1 Jahr machbar. Allerdings ist nur bei EFH und ETW eine hinreichende Teststärke und Präzision der Schätzungen erzielbar. Bei EFH (ETW) wären bei im Mittel 156 (523) Fällen pro Jahr Daten aus mindestens 10 (3) Jahren pro Modell zu aggregieren, um mindestens 1 500 Fälle pro Modell für eine hinreichende Teststärke und Präzision zu erzielen.

Beim *Erstverkauf* liegen für ETW (EFH und MFH) stets mehr (nicht stets mehr) als 20 Fälle pro Jahr vor. Im Unterschied zur theoretischen Betrachtung liegen für ETW jedoch nicht stets mehr als 80 Fälle pro Jahr vor, auch wenn im Mittel noch immer mehr als 107 Fälle pro Jahr vorliegen. Entsprechend ist analog zur theoretischen Betrachtung im Erstverkauf nur ein Preisindex für ETW machbar, bei aktueller Erhebungspraxis jedoch nur noch bei einer Periodizität von 1 Jahr. Für eine hinreichende Teststärke und Präzision wären hier bei im Mittel 168 Fällen pro Jahr Daten aus mindestens 9 Jahren pro Modell zu aggregieren, um mindestens 1 500 Fälle pro Modell für eine hinreichende Teststärke und Präzision zu erzielen.

Insgesamt ergeben sich dieselben Implikationen wie bereits bei der theoretischen Betrachtung: Wohneinheiten (EFH und ETW) sind als statistische Einheit zu bevorzugen. Ein Preisindex für EFH im Erstverkauf ist auch bei Abweichungen von den europäischen Standards zum nationalen Häuserpreisindex nicht machbar. Preisindizes für ETW im Erst- und Wiederverkauf sowie für EFH im Wiederverkauf sind machbar, allerdings mit hinreichender Teststärke und Präzision nur bei Abweichungen von den europäischen Standards hinsichtlich der Wahl des hedonischen Ansatzes und teilweise der Periodizität. Bei einheitlicher Periodizität für alle Preisindizes ergäbe sich gegenüber der theoretischen Betrachtung nur noch eine Periodizität von 1 Jahr als machbar. Zudem erhöht sich bei Berücksichtigung der aktuellen Erhebungspraxis die pro Modell mindestens zu aggregierende Anzahl Perioden für eine hinreichende Teststärke und Präzision gegenüber der theoretischen Betrachtung.

### 3.4.3 Zusammenfassung und Fazit

In Abschnitt 3.4 folgte die Analyse der theoretischen und praktischen Machbarkeit von Preisindizes für einzelne Schichten der Zielpopulation. Die theoretische (praktische) Machbarkeit ergibt sich aus dem Vergleich des jährlich

maximal erzielbaren (maximal erzielten) Umfangs der Netto-Stichprobe mit entsprechenden Mindestanforderungen. Die maximal erzielbare (maximal erzielte) Netto-Stichprobe entspricht der Auswahlpopulation (der Brutto-Stichprobe abzüglich vollständiger Antwortausfälle). Demnach gibt die theoretische (praktische) Machbarkeit Antwort darauf, ob ein Preisindex bei Vollerhebung ohne Antwortausfälle (bei aktueller Erhebungspraxis) machbar wäre (machbar ist).

Europäische Standards zum Häuserpreisindex geben Wohneinheiten als statistische Einheit, eine Periodizität von 1 Quartal sowie die Anwendung des SP-Ansatzes vor. Die Machbarkeitsanalyse bestätigte, dass Wohneinheiten (EFH und ETW) als statistische Einheit zu bevorzugen sind. Ein Preisindex für EFH im Erstverkauf ergab sich bereits theoretisch als nicht machbar. Preisindizes für ETW im Erst- und Wiederverkauf sowie für EFH im Wiederverkauf ergaben sich theoretisch und praktisch als machbar. Allerdings wären (sind) theoretisch (praktisch) bei ETW im Erstverkauf, ETW im Wiederverkauf bzw. EFH im Wiederverkauf Daten aus je mindestens 2, 6 bzw. 8 Jahren (3, 9 bzw. 10 Jahren) pro Modell zu aggregieren, um mindestens 1 500 Fälle pro Modell für eine hinreichende Teststärke und Präzision zu erzielen. Eine hinreichende Teststärke und Präzision ist damit praktisch nur bei Anwendung des RW- oder TD-Ansatzes erzielbar. Zudem ergab sich, dass theoretisch (praktisch) bei einheitlicher Periodizität aller Preisindizes eine Periodizität von 1 Quartal (1 Jahr) machbar wäre (ist).

Insgesamt empfiehlt sich künftig eine Vollerhebung, um die Anzahl pro Modell aggregierter Perioden soweit sinnvoll und möglich zu reduzieren und/oder die Periodizität auf 1 Quartal zu verkürzen und sich damit den europäischen Standards anzunähern. Am Beispiel Karlsruhe wird deutlich, dass eine Regionalisierung von Häuserpreisindizes nur bei Abweichungen von den europäischen Standards möglich ist und selbst dann vor allem im Erstverkauf unter Umständen Preisindizes auf regionaler Ebene nicht machbar sind. Die Ergebnisse sind unter Berücksichtigung folgender Modifikationen auf andere Stadt- und Landkreise übertragbar: In Kreisen mit größerem (kleineren) Bestand an Wohneinheiten dürfte die Situation besser (schlechter) sein. In Landkreisen dürfte die Situation für EFH (ETW) besser (schlechter) sein als in Stadtkreisen, da in Landkreisen in der Regel der EFH-Anteil höher liegt.

## 3.5 Datenaufbereitung und Datenqualität

In diesem Abschnitt folgen Anmerkungen zur Aufbereitung und Qualität der vom GAA Karlsruhe übermittelten Rohdaten. Dies umfasst primär die Beschreibung des Ausmaßes und der Behandlung fehlender Werte in den für die spätere Regression relevanten Variablen. Ungenutzte Potenziale innerhalb der automatisierten Kaufpreissammlung (AKS) zur Reduktion fehlender Werte in den relevanten Variablen werden erläutert. Probleme wie Messfehler und Schwächen im aktuellen Datenmodell, die zur Verzerrung der Schätzungen im Rahmen der Regression führen können, werden behandelt. Dies erfolgt getrennt für Einfamilienhäuser (EFH) und Wohnungseigentum (ETW). Mehrfamilienhäuser (MFH) werden nicht betrachtet, da sich Preisindizes für diese bereits beim TD-Ansatz als nicht mit einer hinreichenden Teststärke und Präzision machbar ergaben.

### 3.5.1 Einfamilienhäuser

Relevante Variablen zur Erklärung des *Kaufpreises* ( $KP$ ) von Einfamilienhäusern umfassen neben dem *Vertragsjahr* ( $VJ$ ) sowohl Variablen zum *Grundstück* als auch zum *Gebäude*. Die Auswahl potenziell relevanter Variablen orientiert sich an den zur Ermittlung des Sachwertes erforderlichen Variablen und deren Verfügbarkeit in der AKS.<sup>43</sup> Neben relevanten Variablen wurden weitere Variablen übermittelt, die zur Ermittlung relevanter Variablen und/oder zur Behandlung fehlender Angaben in diesen dienen. Tabelle 3.11 gibt die Anzahl der *Antworten* ( $n_R$ ) sowie der *unvollständigen Antworten* absolut ( $n_{NV}$ ) sowie in % der Antworten ( $n_{NV}\%$ ) für die einzelnen Variablen wieder.

Relevante Variablen zum Grundstück umfassen die *Grundstücksfläche* ( $GF$ ) und die *Lagequalität* ( $LQ$ ). Die restlichen relevanten Variablen umfassen, mit Ausnahme des *Kaufpreises* ( $KP$ ) und des *Vertragsjahres* ( $VJ$ ), jene zum Gebäude. Relevante Variablen sind bis auf die *Lagequalität* ( $LQ$ ) und den *Ausstattungsstandard* ( $AQ$ ) selbsterklärend oder werden noch behandelt. Die *Lagequalität* ( $LQ$ ) beschreibt die Qualität der Lage im Stadtgebiet in vier Kategorien: (1) mäßig, (2) mittel, (3) gut und (4) sehr

<sup>43</sup>Siehe Anlage 7 WertR 2006 und Anlage 1 SW-RL.

**Tabelle 3.11:** Fehlende Werte in relevanten Variablen und Hilfsvariablen bei Einfamilienhäusern vor der Behandlung fehlender Werte

Variable	relevant	$n_R$	$n_{NV}$	$n_{NV}\%$
<i>KP</i> Kaufpreis [€]	ja	3150	0	0.0%
<i>VJ</i> Vertragsjahr	ja	3150	0	0.0%
<i>LQ</i> Lagequalität	ja	3150	0	0.0%
<i>GF</i> Grundstücksfläche [m <sup>2</sup> ]	ja	3150	0	0.0%
<i>WF</i> Wohnfläche [m <sup>2</sup> ]	ja	3150	95	3.0%
<i>BA</i> Baualter [Jahre]	ja	3150	16	0.5%
<i>AQ</i> Ausstattung	ja	3150	0	0.0%
<i>ST</i> Gebäudestellung	ja	3150	0	0.0%
<i>VG</i> Vollgeschosse	ja	3150	55	1.7%
<i>DF</i> Dachform/-ausbau	ja	3150	327	10.4%
<i>KG</i> Unterkellerung	ja	3150	83	2.6%
<i>VD</i> Vertragsdatum	nein	3150	0	0.0%
<i>SL</i> Stadtteil	nein	3150	0	0.0%
<i>SR</i> Straße	nein	3150	0	0.0%
<i>BZ</i> Bodenrichtwertzone	nein	3150	213	6.8%
<i>BJ</i> Baujahr	nein	3150	16	0.5%
<i>DFM</i> Dachform	nein	3150	41	1.3%
<i>DGA</i> Dachgeschossausbaustatus	nein	3150	741	23.5%
<i>DGG</i> Dachgeschossausbaugrad	nein	3150	1274	40.4%

gut. Die Einstufung erfolgt durch den GAA Karlsruhe nach Kriterien wie der Bebauungsdichte, dem Grünflächenanteil, der Lärmbelastung, der Höhen- und Aussichtsfrage sowie dem Image.<sup>44</sup> Der *Ausstattungsstandard* (*AQ*) beschreibt die Qualität der Ausstattung des Gebäudes in vier Kategorien: (1) einfach, (2) mittel, (3) gehoben und (4) stark gehoben. Die Definition der Kategorien ergibt sich aus den Normalherstellungskosten 2000.<sup>45</sup> Fehlende Angaben in relevanten Variablen traten nur in Variablen zum Gebäude auf und wurden vollständig imputiert. Hierauf wird im Folgenden im Detail eingegangen.

**Gebäudegröße** Variablen zur Gebäudegröße umfassen die Anzahl an *Vollgeschossen* (*VG*) und die *Wohnfläche* (*WF*). Die *Unterkellerung* (*KG*) sowie *Dachform/-ausbau* (*DF*) beeinflussen ebenfalls die Gebäudegröße, werden jedoch getrennt behandelt. Die Behandlung fehlender Werte in *VG* und *WF* erfolgte abhängig von der *Gebäudestellung* (*ST*). Diese klassifi-

<sup>44</sup>Siehe hierzu GAK 2011, S. 12.

<sup>45</sup>Siehe hierzu Anlage 7 WertR 2006.

ziert Gebäude nach ihrer Anbausituation in *freistehende Gebäude (FG)*, *Reihenendhäuser (REH)* und *Reihenmittelhäuser (RMH)*.

**Tabelle 3.12:** Verteilung der Anzahl Vollgeschosse und der Wohnfläche bei Einfamilienhäusern in Abhängigkeit von der Gebäudestellung

	<i>WE</i>	<i>ST</i>	<i>WF</i>						<i>VG</i>					
			$Q_{25}$	$Q_{50}$	$Q_{75}$	$n_V$	$n_{NV}$	$\Sigma$	$Q_{25}$	$Q_{50}$	$Q_{75}$	$n_V$	$n_{NV}$	$\Sigma$
$\Sigma$	<i>FG</i>		130	155	200	657	28	685	1	1	2	664	21	685
	<i>RH</i>		118	130	145	2398	67	2465	2	2	2	2431	34	2465
	$\Sigma$		120	133	153	3055	95	3150	1	2	2	3095	55	3150

Tabelle 3.12 gibt das untere Quartil ( $Q_{25}$ ), den Median ( $Q_{50}$ ), das obere Quartil ( $Q_{75}$ ), die Anzahl vollständiger ( $n_V$ ) und unvollständiger Antworten ( $n_{NV}$ ) für *WF* und *VG* in Abhängigkeit von *ST* wieder. Die Verteilung von *WF* (*VG*) unterschied sich für *REH* und *RMH* kaum, sodass diese zu *Reihenhäusern (RH)* zusammengefasst wurden. Bei fehlenden Angaben in *WF* (*VG*) wurde der Median in Abhängigkeit von *ST* imputiert:

$$WF = Q_{50}(WF|ST) = \begin{cases} 155, & ST = FG \quad (28 \text{ Fälle}) \\ 130, & ST = RH \quad (67 \text{ Fälle}) \end{cases} \quad (3.29)$$

$$VG = Q_{50}(VG|ST) = \begin{cases} 1, & ST = FG \quad (21 \text{ Fälle}) \\ 2, & ST = RH \quad (34 \text{ Fälle}) \end{cases} \quad (3.30)$$

Bei Kenntnis der Adresse wären fehlende Angaben zu *VG* durch Webapplikationen wie zum Beispiel Google Earth vermeidbar. Die Adresse wurde aus Datenschutzgründen zwar nicht übermittelt, liegt jedoch in der AKS vor. Eine Erhebung der *Anzahl Zimmer (ZZ)* ist künftig empfehlenswert. Eine Imputation fehlender Werte in *WF* durch den Median in Abhängigkeit von *ZZ* ist genauer und Angaben zu *ZZ* sind auch dann ohne hohen Aufwand möglich, falls tatsächlich keine Flächenermittlung vorliegt.

**Dachform/-ausbau** Informationen zur Dachform und zum Dachgeschossausbau werden in der AKS aktuell durch drei Variablen erfasst: Die Variable *Dachform* (DFM) gibt als Kategorien die Dachform wieder (z.B. Flach-, Sattel-, Walmdach etc.). Die Variable *Dachgeschossausbau (DGA)* gibt an,

ob das Dachgeschoss ausgebaut wurde ( $DGA = \{ja\}$ ) oder nicht ( $DGA = \{nein\}$ ). Die Variable *Dachgeschossausbaugrad* ( $DGG$ ) gibt für  $DGA = \{ja\}$  ( $DGA = \{nein\}$ ) an, in wie viel Prozent der Grundfläche das Dachgeschoss ausgebaut wurde (werden könnte). Die Variablen wurden nach Prüfung auf Konsistenz zur Variable *Dachform/-ausbau* ( $DF$ ) aggregiert, die angibt ob ein Flachdach vorliegt ( $DF = \{FD ja\}$ ), das Dachgeschoss ausgebaut wurde ( $DF = \{DGA ja\}$ ) oder nicht ( $DF = \{DGA nein\}$ ). Anschließend wurden fehlende Werte in  $DF$  behandelt. Dies wird im Folgenden kurz beschrieben.

Die Variable  $DFM$  wurde zunächst zur Variable *Flachdach* ( $FD$ ) aggregiert. Diese gibt an, ob ein Flachdach vorliegt ( $FD = \{ja\}$ ) oder nicht ( $FD = \{nein\}$ ).<sup>46</sup> Ein Dachgeschoss liegt genau dann vor, wenn kein Flachdach vorliegt, sodass die Ausprägungen in den Variablen  $FD$ ,  $DGA$  und  $DGG$  sowie fehlende Werte in diesen in logischer Beziehung zueinander stehen: Bei konsistenter Erfassung dürften Angaben in  $DGA$  und  $DGG$  nur bei  $FD = \{nein\}$  auftreten, wobei zusätzlich  $DGG > 0\%$  gelten müsste. Umgekehrt müssten für  $FD = \{ja\}$  zwingend fehlende Werte (*k.A.*) in  $DGA$  und  $DGG$  auftreten. Entsprechend wurde die gemeinsame Verteilung der Variablen  $FD$ ,  $DGG$  und  $DGA$  analysiert, um die Angaben in den drei Variablen auf Konsistenz zu prüfen. Insgesamt wurden hierdurch 25 Fälle (0.8% aller Fälle) mit nicht konsistenten Angaben identifiziert und entsprechend der logischen Beziehungen korrigiert. (vgl. Tabelle 3.13)

Nach der Prüfung auf Konsistenz ergaben sich 22 Fälle (0.7%), die zugleich fehlende Werte in  $FD$ ,  $DGA$  und  $DGG$  aufwiesen. Hingegen ergaben sich bei Fällen mit  $FD = \{nein\}$  in 11% (31%) fehlende Werte in  $DGA$  ( $DGG$ ). Durch das hohe Ausmaß fehlender Werte in  $DGG$  sind letztlich nur Informationen zu  $DGA$  und  $FD$  sinnvoll nutzbar.<sup>47</sup> Entsprechend wurden die Variablen  $FD$  und  $DGA$  zur Variable *Dachform/-ausbau* ( $DF$ ) verdichtet,

---

<sup>46</sup>Dies bietet sich an, da ein Flachdach gegenüber anderen Dachformen hinsichtlich der Ausführung aufwendiger ist, mit höheren Herstellungskosten einhergeht und damit einen höheren Kaufpreis begründet.

<sup>47</sup>Das hohe Ausmaß fehlender Werte in  $DGG$  dürfte in der Komplexität der Frage nach dem Ausbaugrad in % und damit im Zeitaufwand zur Beantwortung begründet sein. Gegebenenfalls wäre das Ausmaß geringer, wenn nur abgefragt werden würde, ob das Dachgeschoss vollständig oder teilweise (zu mehr/weniger als 50%) ausgebaut (ausbaufähig) wurde (ist). Eine kritische Diskussion im Rahmen des GAA Karlsruhe und eine etwaige Anpassung des Fragebogens wird empfohlen.



**Tabelle 3.13:** Prüfung der Angaben zu Dachform und Dachgeschossausbau auf Konsistenz und Korrektur inkonsistenter Angaben bei Einfamilienhäusern

		vorher					nachher				
		DGA			Σ	Σ%	DGA			Σ	Σ%
		nein	ja	k.A.			nein	ja	k.A.		
<i>FD nein</i>	<i>DGG =0%</i>	1*	0	0	1	0%	0	0	0	0	0%
	<i>&gt;0%</i>	11	1847	0	1858	69%	11	1864	0	1875	69%
	<i>k.A.</i>	521	5	305	831	31%	523	5	305	833	31%
	Σ	533	1852	305	2690	100%	534	1869	305	2708	100%
	Σ%	20%	69%	11%	100%	20%	69%	11%	100%		
<i>ja</i>	<i>DGG =0%</i>	0	0	0	0	0%	0	0	0	0	0%
	<i>&gt;0%</i>	0	0	0	0	0%	0	0	0	0	0%
	<i>k.A.</i>	5**	0	414	419	100%	0	0	420	420	100%
	Σ	5	0	414	419	100%	0	0	420	420	100%
	Σ%	1%	0%	99%	100%	0%	0%	100%	100%		
<i>k.A.</i>	<i>DGG =0%</i>	0	0	0	0	0%	0	0	0	0	0%
	<i>&gt;0%</i>	0	17***	0	17	41%	0	0	0	0	0%
	<i>k.A.</i>	2***	0	22	24	59%	0	0	22	22	100%
	Σ	2	17	22	41	100%	0	0	22	22	100%
	Σ%	5%	41%	54%	100%	0%	0%	100%	100%		

Korrektur: \*FD=ja und DGG=k.A.; \*\*DGA=k.A.; \*\*\*FD=nein

die angibt, ob ein Flachdach vorliegt ( $DF = \{FD\ ja\}$ ), das Dachgeschoss ausgebaut wurde ( $DF = \{DGA\ ja\}$ ) oder nicht ( $DF = \{DGA\ nein\}$ ). Anschließend wurden fehlende Werte in  $DF$  behandelt: Hinsichtlich des Flachdaches ist bekannt, dass sich dieses erst ab 1950 am Markt etablierte, sodass Fälle mit  $DF = \{ja\}$  erst ab einem Baujahr  $BJ \geq 1950$  auftreten dürften.<sup>48</sup> Tabelle 3.14 gibt entsprechend die gemeinsame Verteilung von  $FD$  und  $DF$  für  $BJ < 1950$  und  $BJ \geq 1950$  vor und nach Behandlung fehlender Werte in  $DF$  wieder. Für  $BJ < 1950$  liegt kein Fall mit  $DF = \{ja\}$  vor, sodass die Angaben zu  $FD$  konsistent sind. Unabhängig vom Baujahr liegen überwiegend Fälle mit  $FD = \{nein\}$  und  $DGA = \{ja\}$  vor. Insgesamt traten in 327 Fällen (10.4%) fehlende Werte in  $DF$  auf, darunter 22 Fälle (0.7%) mit fehlenden Werten in  $FD$  und  $DGA$  sowie 305 Fälle (9.7%) mit  $FD = \{nein\}$  und fehlenden Werten in  $DGA$ . In den 327 Fällen mit fehlenden Werten in  $DF$  wurde der Modalwert  $DF = \{DGA\ ja\}$  imputiert.

<sup>48</sup>Vgl. SCHITTICH 2010.

**Tabelle 3.14:** Prüfung der Angaben zum Flachdach auf Konsistenz und Imputation fehlender Angaben zu Dachform und -ausbau bei Einfamilienhäusern

		vorher						nachher					
		<i>DF</i>				$\Sigma$	$\Sigma\%$	<i>DF</i>				$\Sigma$	$\Sigma\%$
		<i>FD</i>	<i>DGA</i>	<i>DGA</i>	<i>k.A.</i>			<i>FD</i>	<i>DGA</i>	<i>DGA</i>	<i>k.A.</i>		
		<i>ja</i>	<i>nein</i>	<i>ja</i>		<i>ja</i>	<i>nein</i>	<i>ja</i>					
<i>BJ</i> <1950	<i>FD ja</i>	0	0	0	0	0	0%	0	0	0	0	0	0%
	<i>nein</i>	0	65	249	15	329	100%	0	65	265	0	330	100%
	<i>k.A.</i>	0	0	0	1	1	0%	0	0	0	0	0	0%
	$\Sigma$	0	65	249	16	330	100%	0	65	265	0	330	100%
	$\Sigma\%$	0%	20%	75%	5%	100%		0%	20%	80%	0%	100%	
$\geq$ 1950	<i>FD ja</i>	418	0	0	0	418	15%	418	0	0	0	418	15%
	<i>nein</i>	0	468	1615	288	2371	85%	0	468	1918	0	2386	85%
	<i>k.A.</i>	0	0	0	15	15	1%	0	0	0	0	0	0%
	$\Sigma$	418	468	1615	303	2804	100%	418	468	1918	0	2804	100%
	$\Sigma\%$	15%	17%	58%	11%	100%		15%	17%	68%	0%	100%	
<i>k.A.</i>	<i>FD ja</i>	2	0	0	0	2	13%	2	0	0	0	2	13%
	<i>nein</i>	0	1	5	2	8	50%	0	1	13	0	14	88%
	<i>k.A.</i>	0	0	0	6	6	38%	0	0	0	0	0	0%
	$\Sigma$	2	1	5	8	16	100%	2	1	13	0	16	100%
	$\Sigma\%$	13%	6%	31%	50%	100%		13%	6%	81%	0%	100%	
$\Sigma$	<i>FD ja</i>	420	0	0	0	420	13%	420	0	0	0	420	13%
	<i>nein</i>	0	534	1869	305	2708	86%	0	534	2196	0	2730	87%
	<i>k.A.</i>	0	0	0	22	22	1%	0	0	0	0	0	0%
	$\Sigma$	420	534	1869	327	3150	100%	420	534	2196	0	3150	100%
	$\Sigma\%$	13%	17%	59%	10%	100%		13%	17%	70%	0%	100%	

Im Vergleich zu anderen relevanten Variablen ergab sich für *DF* ein relativ hoher Anteil an fehlenden Werten. Entsprechend sind etwaige Konsequenzen der Behandlung fehlender Werte bei der Interpretation der Koeffizienten im Rahmen der späteren Regression zu berücksichtigen: Prinzipiell dürfte (1) die Kategorie  $DF = \{FD\ ja\}$  gegenüber den Kategorien  $DF = \{DGA\ ja\}$  und  $DF = \{DGA\ nein\}$  sowie (2) die Kategorie  $DF = \{DGA\ nein\}$  gegenüber der Kategorie  $DF = \{DGA\ ja\}$  mit einem positiven Effekt auf den Kaufpreis einhergehen. Dies ist in höheren Herstellungskosten beim Flachdach sowie einem möglichen Ausbau des Dachgeschosses begründet. Demnach kann die Imputation fehlender Werte mit dem Modalwert  $DF = \{DGA\ ja\}$  tendenziell dazu führen, dass der positive Effekt von  $DF = \{FD\ ja\}$  und/oder  $DF = \{DGA\ nein\}$  gegenüber  $DF = \{DGA\ ja\}$  unterschätzt wird.

**Unterkellerung** Die Variable *Unterkellerung* ( $KG$ ) gibt an, ob das Einfamilienhaus unterkellert ist ( $KG = \{ja\}$ ) oder nicht ( $KG = \{nein\}$ ). Von den 3 150 Fällen waren 2 972 Fälle (94 %) unterkellert, 95 Fälle (3 %) nicht unterkellert und in 95 Fällen (3 %) lagen keine Angaben vor. Bei fehlenden Angaben in  $KG$  wurde der Modalwert  $KG = \{ja\}$  imputiert.

**Baualter** Das *Baualter* ( $BA$ ) wurde als *Vertragsjahr* ( $VJ$ ) abzüglich *Baujahr* ( $BJ$ ) ermittelt. Das *Vertragsjahr* ( $VJ$ ) folgt aus dem *Vertragsdatum* ( $VD$ ), sodass sich fehlende Werte in  $BA$  nur durch fehlende Werte in  $BJ$  ergaben, die wiederum nur im Wiederverkauf auftreten, da  $BJ$  beim Erstverkauf einen regulären Vertragsinhalt darstellt. Zur Behandlung fehlender Werte wurde die *Bodenrichtwertzone* ( $BZ$ ) herangezogen. Die 16 Fälle (0.5 %) mit fehlenden Werten in  $BJ$  verteilten sich auf 14 Zonen. In diesen Fällen erfolgte eine Imputation fehlender Werte in  $BJ$  mit dem Median beim Wiederverkauf in der entsprechenden Bodenrichtwertzone.

### 3.5.2 Wohnungseigentum

Relevante Variablen zur Erklärung des *Kaufpreises* ( $KP$ ) von Wohnungen (ETW) umfassen neben dem *Vertragsjahr* ( $VJ$ ) sowohl Variablen zur Wohnung und deren Lage im Gebäude als auch zum Gebäude und dessen Lage im Stadtgebiet. Die Auswahl relevanter Variablen orientiert sich an den zur Erstellung von Mietspiegeln empfohlenen Variablen und deren Verfügbarkeit in der AKS.<sup>49</sup> Neben relevanten Variablen wurden weitere Variablen übermittelt, die zur Ermittlung relevanter Variablen und/oder zur Behandlung fehlender Werte in diesen dienten. Tabelle 3.15 gibt die Anzahl an Antworten ( $n_R$ ) und unvollständiger Antworten absolut ( $n_{NV}$ ) sowie in % der Antworten ( $n_{NV}\%$ ) für die einzelnen Variablen wieder.

Der *Ausstattungsstandard* ( $AQ$ ) beschreibt die Ausstattung der Wohnung in vier Kategorien: (1) einfach, (2) mittel, (3) gehoben und (4) stark gehoben. Die Einstufung erfolgt im GAA Karlsruhe in Anlehnung an den Ausstattungsstandard für Einfamilienhäuser, wobei zusätzlich die Ausstattung des Gebäudes berücksichtigt wird. Die *Lagequalität* ( $LQ$ ) gibt die Qualität der Lage des Gebäudes im Stadtgebiet wieder und entspricht der

<sup>49</sup>Siehe hierzu BMVBW 2002 und BMVBS 2013.

gleichnamigen Variable bei Einfamilienhäusern. Die restlichen relevanten Variablen sind selbsterklärend oder werden noch behandelt.

**Tabelle 3.15:** Fehlende Werte in relevanten Variablen und Hilfsvariablen bei Wohnungen vor der Behandlung fehlender Werte

Variable	relevant	$n_R$	$n_{NV}$	$n_{NV}\%$
<i>KP</i> Kaufpreis [€]	ja	9681	0	0.0%
<i>VJ</i> Vertragsjahr	ja	9681	0	0.0%
<i>BA</i> Baualter [Jahre]	ja	9681	42	0.4%
<i>WF</i> Wohnfläche [m <sup>2</sup> ]	ja	9681	154	1.6%
<i>AQ</i> Ausstattung	ja	9681	0	0.0%
<i>SW</i> Sonderwohnungstyp	ja	9681	85	0.9%
<i>GL</i> Geschosslage	ja	9681	191	2.0%
<i>AZ</i> Aufzug	ja	9681	12	0.1%
<i>LQ</i> Lagequalität	ja	9681	0	0.0%
<i>GA</i> Gebäudeart	ja	9681	785	8.1%
<i>VD</i> Vertragsdatum	nein	9681	0	0.0%
<i>GF</i> Grundstücksfläche	nein	9681	0	0.0%
<i>DFM</i> Dachform	nein	9681	2047	21.1%
<i>BJ</i> Baujahr	nein	9681	42	0.4%
<i>WE</i> Anzahl Wohneinheiten	nein	9681	785	8.1%
<i>VG</i> Anzahl Vollgeschosse	nein	9681	2061	21.3%
<i>SR</i> Straße	nein	9681	0	0.0%
<i>SL</i> Stadtteil	nein	9681	0	0.0%
<i>SK</i> Stockwerk	nein	9681	85	0.9%
<i>BZ</i> Bodenrichtwertzone	nein	9681	228	2.4%
<i>ME</i> Miteigentumsanteil	nein	9681	47	0.5%
<i>ZZ</i> Anzahl Zimmer	nein	9681	184	1.9%

**Fallabgleich** Durch Abgleich historischer Kauffälle von Wohnungen im selben Gebäude besteht ein hohes Potenzial zur Reduktion fehlender Angaben in Variablen zum Gebäude, das aktuell nicht genutzt wird. Variablen zum Gebäude umfassen die Anzahl *Vollgeschosse* (*VG*), die Anzahl *Wohneinheiten* (*WE*), die *Dachform* (*DFM*), das Vorliegen eines *Aufzugs* (*AZ*) und das *Baujahr* (*BJ*).<sup>50</sup> Die eindeutige Identifikation von Wohnungen im selben Gebäude erfordert die konkrete Adresse. Diese wurde aus Datenschutzgründen zwar nicht übermittelt, liegt jedoch in der AKS vor. Ersatzweise wurden die Kauffälle nach *Stadtteil* (*SL*), *Straße* (*SR*), *Grundstücksfläche* (*GF*) und *Baujahr* (*BJ*) sortiert. Bei identischen

<sup>50</sup>Das Baujahr entspricht zwar dem der Wohnung stimmt jedoch im Regelfall mit dem des Gebäudes überein, sodass das Baujahr auch als Variable zum Gebäude behandelt werden kann.

Werten in  $SL$ ,  $SR$ ,  $GF$  wurde angenommen, dass Wohnungen im selben Gebäude vorliegen, sofern diese bis auf fehlende Werte keine weiteren Abweichungen in Variablen zum Gebäude aufwiesen. Andernfalls erfolgte keine Imputation fehlender Werte, da ohne Kenntnis der Adresse dann nicht eindeutig klar war, ob ein Eingabefehler oder eine Mehrhausanlage vorliegt.

Tabelle 3.16 gibt die Anzahl vollständiger ( $n_V$ ) und unvollständiger Antworten ( $n_{NV}$ ) absolut und in % der Antworten für die Variablen zum Gebäude vor und nach dem Fallabgleich wieder. Fehlende Werte wurden teilweise um mehr als 50 % reduziert. Das Potenzial in der AKS dürfte noch höher sein, da die konkrete Adresse vorliegt und die historische Fallbasis über den Zeitraum 2001 bis 2014 hinausreicht. Die Implementierung eines solchen Fallabgleichs in der AKS wird empfohlen.

**Tabelle 3.16:** Fehlende Werte in Variablen zum Gebäude vor und nach Fallabgleich von Wohnungen im selben Gebäude

	vor dem Fallabgleich						nach dem Fallabgleich					
	absolut			%Zeile			absolut			%Zeile		
	$n_V$	$n_{NV}$	$\Sigma$	$n_V$	$n_{NV}$	$\Sigma$	$n_V$	$n_{NV}$	$\Sigma$	$n_V$	$n_{NV}$	$\Sigma$
<i>VG</i>	7620	2061	9681	78.7	21.3	100	8485	1196	9681	87.6	12.4	100
<i>DFM</i>	7634	2047	9681	78.9	21.1	100	8872	809	9681	91.6	8.4	100
<i>WE</i>	8896	785	9681	91.9	8.1	100	9243	438	9681	95.5	4.5	100
<i>BJ</i>	9639	42	9681	99.6	0.4	100	9651	30	9681	99.7	0.3	100
<i>AZ</i>	9669	12	9681	99.9	0.1	100	9674	7	9681	99.9	0.1	100

**Baualter** Das *Baualter* ( $BA$ ) wurde analog zu den EFH als *Vertragsjahr* ( $VJ$ ) abzüglich *Baujahr* ( $BJ$ ) ermittelt. In 42 Fällen (0.4 %) traten fehlende Werte in  $BJ$  und damit  $BA$  auf. Davon wurden 12 Fälle bereits im Rahmen des Fallabgleichs imputiert. Für die restlichen 30 Fälle wurde analog zu EFH der Median von  $BJ$  der betroffenen *Bodenrichtwertzone* ( $BZ$ ) imputiert.

**Aufzug** Die Variable *Aufzug* ( $AZ$ ) gibt als binäre Variable wieder, ob ein Aufzug im Gebäude vorhanden ist ( $AZ = \{ja\}$ ) oder nicht ( $AZ =$

{*nein*}). Eine gesetzliche Pflicht für Aufzüge in Gebäuden besteht beim Neubau ab einer gewissen *Anzahl Vollgeschosse* (*VG*) seit dem Jahr 1964: Für Baujahre von 1964 bis 1995 galt die Aufzugpflicht in der Regel (in Ausnahmen) für Gebäude mit  $VG \geq 6$  ( $VG \geq 7$ ).<sup>51</sup> Für Baujahre von 1996 bis 2009 (2010 bis heute) galt (gilt) die Aufzugpflicht für Gebäude mit Aufenthaltsräumen, die mehr als 12.5 m über der Eingangsebene liegen (ab einer Gebäudehöhe von 13 m).<sup>52</sup> Bei einer gesetzlich vorgeschriebenen Vollgeschosshöhe von mindestens 2.3 m gilt die Pflicht bei einem Baujahr ab 1996 bis heute damit in der Regel (in Ausnahmen) für Gebäude mit  $VG \geq 5$  ( $VG \geq 6$ ). Vor dem Jahr 1964 waren nur Gebäude mit  $VG \leq 5$  ohne Sondergenehmigung des Ministeriums zulässig.<sup>53</sup> Das erste Hochhaus in Karlsruhe wurde Ende 1953 fertiggestellt.<sup>54</sup>

Entsprechend wurde die Verteilung von *AZ* in Abhängigkeit von den sich aus der historischen Entwicklung der Aufzugpflicht ergebenden Klassen des *Baujahres* (*BJ*) und der *Anzahl Vollgeschosse* (*VG*) analysiert, um Angaben zu *AZ* auf Konsistenz zu prüfen und fehlende Werte in *AZ* zu imputieren (vgl. Tabelle 3.17).

Fehlende Werte in *AZ* traten in zwölf Fällen (0.1%) auf. Davon wurden fünf Fälle bereits im Rahmen des Fallabgleichs behandelt. In drei Fällen mit fehlenden Angaben in *AZ* lagen Fälle mit  $VG < 6$  und  $BJ < 1964$  vor. In diesen drei Fällen wurde der Modalwert  $AZ = \{nein\}$  der Klasse imputiert. In den restlichen vier Fällen mit fehlenden Angaben in *AZ* lagen Fälle mit  $BJ \geq 1996$  und fehlende Werte in *VG* vor. Ein Abgleich mit Angaben zum *Stockwerk* (*SK*) der Wohnung ließ keinen Rückschluss auf  $VG > 5$  oder  $VG < 5$  zu. Deshalb wurde der Modalwert der Baujahresklasse  $BJ \geq 1996$  ( $AZ = \{ja\}$ ) imputiert. Darüber hinaus wurden zehn Fälle mit inkonsistenten Angaben identifiziert, die  $1964 \leq BJ \leq 1995$  und  $VG \geq 7$  und damit trotz Aufzugpflicht  $AZ = \{nein\}$  aufwiesen. Nach Abgleich mit der Anzahl an Wohneinheiten im Gebäude und dem Stockwerk der Wohnung erschienen Angaben zu *VG* korrekt, sodass Angaben zu *AZ* als Eingabefehler gewertet und durch  $AZ = \{ja\}$  korrigiert wurden.

<sup>51</sup>Vgl. § 48 (9) LBO BW 1964, § 48 (8) LBO BW 1972 und § 30 (2) LBO BW 1983.

<sup>52</sup>Vgl. § 29 (2) LBO BW 1995 und § 29 (2) LBO BW 2010.

<sup>53</sup>Vgl. § 29 LBO Baden 1907/1937.

<sup>54</sup>Vgl. <https://www.karlsruhe.de/b1/stadtgeschichte/chronik/?epoche=1>.

**Tabelle 3.17:** Angaben zum Aufzug in Abhängigkeit vom Baujahr und der Anzahl Vollgeschosse vor und nach Prüfung auf Konsistenz und Behandlung fehlender Werte

		vorher					nachher				
		AZ			Σ	AZ			Σ		
		nein	ja	k.A.		nein	ja	k.A.			
BJ <1964	VG <6	1672	109	3	1784	1675	109	0	1784		
	=6	7	8	0	15	7	8	0	15		
	>6	0	50	0	50	0	50	0	50		
	k.A.	552	33	0	585	552	33	0	585		
Σ		2231	200	3	2434	2234	200	0	2434		
[1964, 1995]	VG <6	1639	830	0	2469	1639	830	0	2469		
	=6	1	278	0	279	1	278	0	279		
	>6	10	1059	0	1069	0	1069	0	1069		
	k.A.	357	195	0	552	357	195	0	552		
Σ		2007	2362	0	4369	1997	2372	0	4369		
>1995	VG <6	420	1859	0	2279	420	1859	0	2279		
	=6	0	125	0	125	0	125	0	125		
	>6	0	427	0	427	0	427	0	427		
	k.A.	27	16	4	47	27	20	0	47		
Σ		447	2427	4	2878	447	2431	0	2878		
Σ	VG <6	3731	2798	3	6532	3734	2798	0	6532		
	=6	8	411	0	419	8	411	0	419		
	>6	10	1536	0	1546	0	1546	0	1546		
	k.A.	936	244	4	1184	936	248	0	1184		
Σ		4685	4989	7	9681	4678	5003	0	9681		

**Wohnfläche** Die Behandlung fehlender Angaben zur *Wohnfläche* (*WF*) erfolgte soweit möglich mithilfe der *Anzahl Zimmer* (*ZZ*) sowie des *Miteigentumsanteils* (*ME*). In 154 Fällen (1.6%) traten fehlende Angaben in *WF* auf. Davon wiesen 77 Fälle keine fehlenden Werte in *ZZ* auf. In diesen Fällen wurde der Median von *WF* in Abhängigkeit von *ZZ* imputiert. In 67 Fällen mit fehlenden Werten in *WF* und zugleich fehlenden Werten in *ZZ* wurden fehlende Angaben in *WF* auf Basis des Zusammenhangs zwischen der *Wohnfläche* (*WF*) und dem *Miteigentumsanteil* (*ME*) zweier Wohnungen *i* und *j* auf demselben Grundstück wie folgt imputiert:

$$WF_i = \frac{ME_i}{ME_j} \cdot WF_j \quad (3.31)$$

Die Identifikation der Referenzwohnung  $j$  erfolgte analog zum Fallabgleich durch Sortierung nach dem Stadtteil, der Straße, der Grundstücksgröße und dem Baujahr. In den verbleibenden zwölf Fällen mit fehlenden Werten in  $WF$  erfolgte eine Imputation mit dem Median  $Q_{50}(WF) = 77 \text{ m}^2$ .

**Gebäudeart** Die *Gebäudeart* ( $GA$ ) bezeichnet üblicherweise eine Klassifikation von Gebäuden nach der *Anzahl Wohneinheiten* ( $WE$ ), der *Anzahl Vollgeschosse* ( $VG$ ) sowie der *Gebäudestellung* ( $ST$ ). Beispielsweise erfolgt im Mietspiegel der Stadt München 2017 hiernach eine Klassifikation in Stadthäuser, Wohnblöcke und Hochhäuser.<sup>55</sup> Prinzipiell wird hierbei angenommen, dass eine zunehmende Gebäudegröße mit einem negativen Effekt auf den Kaufpreis der Wohnung einhergeht. Sachlogisch dürfte dieser Effekt gegenüber dem Effekt anderer Variablen auf den Kaufpreis einer Wohnung relativ gering sein. Dennoch kann die Gebäudeart nicht vernachlässigt werden, denn dies würde zur Verzerrung der Schätzung des Effektes anderer Variablen führen. Beispielsweise wird einem Aufzug im Gebäude bei höheren Geschosslagen ein positiver Effekt auf den Kaufpreis einer Wohnung beigemessen. Bleibt die Gebäudeart bei der Schätzung des Effektes des Aufzugs unberücksichtigt, dann wird der positive Effekt des Aufzugs durch den negativen und nicht zugleich kontrollierten Effekt der Gebäudeart unterschätzt oder gar kompensiert.

Die *Gebäudestellung* ( $ST$ ) wird aktuell nicht erhoben und die *Anzahl Vollgeschosse* ( $VG$ ) weist einen um das Dreifache höheren Anteil fehlender Angaben auf als die *Anzahl Wohneinheiten* ( $WE$ ). Deshalb wird die *Gebäudeart* ( $GA$ ) lediglich als Klassifikation nach der *Anzahl Wohneinheiten* ( $WE$ ) analog dem Mikrozensus 2011 operationalisiert. Dabei wird zwischen *kleinen* ( $2 \leq WE \leq 6$ ), *mittleren* ( $7 \leq WE \leq 12$ ) und *großen Gebäuden* ( $WE \geq 13$ ) unterschieden. Künftig empfiehlt sich eine zusätzliche Erhebung der *Gebäudestellung* ( $ST$ ) sowie eine größere Sorgfalt bei der Erhebung der *Anzahl Vollgeschosse* ( $VG$ ). Darüber hinaus konnte in der Stichprobe ein systematischer Messfehler der *Anzahl Wohneinheiten* ( $WE$ ) festgestellt werden, der künftig zu vermeiden ist. *Ursache und Richtung* des Messfehlers sind aus der Erhebung zum Mikrozensus 2011 bekannt:

---

<sup>55</sup>Siehe hierzu <http://www.mietspiegel-muenchen.de>.



„Insbesondere bei Gebäudeblöcken mit mehreren Eingängen und mehreren separaten Treppenhäusern trat das Problem auf, dass den Auskunftspflichtigen nicht immer klar war, was für die Gebäude- und Wohnungszählung ein Gebäude ist und für welchen Teil deshalb Angaben gemacht werden müssen. So kam es vor, dass für einen solchen Gebäudeblock (mit mehreren Eingängen, also nach Definition der Gebäude- und Wohnungszählung mehrere Gebäude) mehrfach die Daten für den gesamten Block übermittelt wurden. Im Ergebnis wurde dabei Gebäuden eine zu hohe Zahl an Wohnungen zugeschrieben.“ (GRUNWALD/KRAUSE 2004)

Die *Vermeidung* des Messfehlers muss an der Präzision des Gebäudebegriffs im Fragebogen ansetzen. Beispielsweise kann ergänzt werden, dass bei Wohnblöcken jene Anzahl Wohneinheiten anzugeben sei, die demselben Gebäudeeingang (derselben Postadresse) zugeordnet ist. Im Rahmen des Mikrozensus 2011 erfolgte ein Abgleich der Angaben zur Anzahl Wohneinheiten mit Daten des Einwohnermeldeamtes zur Anzahl gemeldeter Personen. Hierdurch wurden fehlerbehaftete Fälle identifiziert und durch gezielte Nacherhebung korrigiert.<sup>56</sup> Dies ist künftig auch bei Erhebungen des GAA Karlsruhe denkbar, denn allgemein gilt:

„Alle Gerichte und Behörden haben dem Gutachterausschuss Rechts- und Amtshilfe zu leisten. [...] Die Auskunftspflicht besteht nicht, soweit deren Erfüllung mit einem unverhältnismäßigen Aufwand verbunden wäre.“ (§ 197 (2) BauGB)

Ein Indiz für das Vorliegen des Messfehlers ergab sich aus dem Vergleich der Verteilung der Kauffälle von Wohnungen nach der Gebäudegröße mit jener des Bestands an Wohnungen im Stadtgebiet gemäß dem Mikrozensus 2011 (vgl. Tabelle 3.18). Der relative Anteil der Kauffälle von Wohnungen in

**Tabelle 3.18:** Verteilung der Wohnungen nach Gebäudegröße in der Stichprobe im Vergleich zum Bestand gemäß Mikrozensus 2011. *Quelle:* STBA 2015a

		Stichprobe		Zensus 2011	
		absolut	relativ	absolut	relativ
Gebäudegröße	klein (2 bis 6 WE)	801	8%	47663	37%
	mittel (7 bis 12 WE)	1736	18%	48782	38%
	groß (ab 13 WE)	6706	69%	32685	25%
	k.A.	438	5%	0	0%
$\Sigma$		9681	100%	129130	100%

<sup>56</sup>Vgl. hierzu STBA 2015a, STBA 2015b und GRUNWALD/KRAUSE 2004.

kleinen sowie mittleren Gebäuden (großen Gebäuden) ist deutlich geringer (größer) als der jeweils korrespondierende Anteil am Bestand. Transaktionen sind jedoch nicht zwangsweise repräsentativ für den Bestand, sodass sich hieraus nicht mit Sicherheit schließen lässt, dass der Messfehler vorliegt und/oder Wohnungen in großen Gebäuden häufiger gehandelt werden als Wohnungen in kleinen und mittleren Gebäuden. Obgleich Letzteres durchaus plausibel ist, sind die Abweichungen der Verteilungen so extrem, dass ein Vorliegen des Messfehlers zumindest sehr wahrscheinlich ist.

Ein weiteres Indiz für das Vorliegen des Messfehlers ergibt sich aus Überlegungen zum Zusammenhang zwischen dem *Miteigentumsanteil* ( $ME$ ) und der *Anzahl Wohneinheiten* ( $WE$ ): Gegeben sei ein Grundstück  $j$  mit  $k = 1, \dots, K_j$  Gebäuden auf dem Grundstück. Weiter bezeichne  $ME_j$  ( $WF_j$ ) die Summe der Miteigentumsanteile (Wohnflächen) über allen Wohneinheiten in den  $k = 1, \dots, K_j$  Gebäuden sowie  $ME_{jki}$  ( $WF_{jki}$ ) den Miteigentumsanteil (die Wohnfläche) der Wohneinheit  $i$ , die sich im Gebäude  $k$  auf dem Grundstück  $j$  befindet. Dabei wird  $ME_{jki}$  üblicherweise wie folgt ermittelt, wobei im Datenmodell des GAA Karlsruhe eine einheitliche Normierung für alle Kauffälle auf  $ME_j = 10000$  erfolgt:

$$ME_{jki} = ME_j \cdot \frac{WF_{jki}}{WF_j} = 10000 \cdot \frac{WF_{jki}}{WF_j} \quad (3.32)$$

Hieraus folgt äquivalent für die Anzahl Wohneinheiten im Gebäude  $k$ , in dem sich die Wohneinheit  $i$  befindet ( $WE_{jki}$ ) folgender Zusammenhang:

$$WE_{jki} = \left( \frac{10000}{ME_{jki}} \cdot \frac{WF_{jki}}{WF} \right) \cdot \left( \frac{WF_j/WE_j}{WF} \cdot \frac{WE_{jki}}{WE_j} \right) \quad (3.33)$$

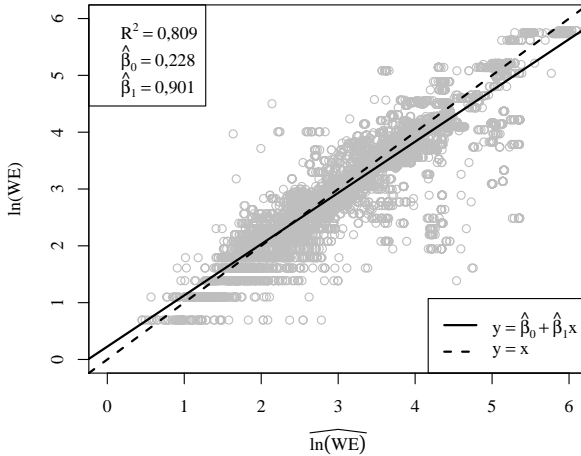
Angenommen, der Messfehler läge vor ( $WE_{jki} = WE_j$ ) und die mittlere Wohnfläche pro Wohneinheit auf dem Grundstück ( $WF_j/WE_j$ ) unterscheide sich nur zufällig vom Mittelwert der Wohnfläche in der Stichprobe ( $WF = 78.56$ ), dann ergäbe sich hieraus folgende Schätzfunktion:

$$\ln(\widehat{WE}_i) = \ln \left( \frac{10000}{ME_i} \cdot \frac{WF_i}{WF} \right) = \ln \left( 127.29 \cdot \frac{WF_i}{ME_i} \right) \quad (3.34)$$

Läge der Messfehler vor, dann müssten die Schätzwerte  $\widehat{\ln(WE_i)}$  die beobachteten Werte  $\ln(WE_i)$  sehr gut erklären. Entsprechend bietet es sich an, für alle Fälle, die keine fehlenden Angaben in  $WE$ ,  $ME$  und  $WF$  aufweisen die Schätzwerte gemäß (3.34) zu ermitteln und anschließend folgendes Modell zu schätzen:

$$\ln(WE_i) = \beta_0 + \beta_1 \cdot \widehat{\ln(WE_i)} + \varepsilon_i \tag{3.35}$$

Je weniger die geschätzten Koeffizienten  $\hat{\beta}_0$  ( $\hat{\beta}_1$ ) von 0 (1) abweichen, desto besser die Prognose, desto wahrscheinlicher der Messfehler. Abbildung 3.19 gibt das Streudiagramm der beobachteten gegen die geschätzten Werte inklusive geschätzter Gerade wieder. 81 % der Varianz der beobachteten Werte wird erklärt. Abweichungen der Koeffizienten von den idealen Parametern sind relativ gering und der Messfehler damit relativ wahrscheinlich.



**Abbildung 3.19:** Evaluation des Vorliegens des Messfehlers bezüglich der Anzahl Wohneinheiten im Gebäude

Die Imputation fehlender Werte in  $WE$  konnte nur durch etwaige Fortsetzung des Messfehlers erfolgen. In 785 Fällen (8.1 %) traten fehlende Werte in  $WE$  auf. Von diesen wurden 347 Fälle (3.6 %) im Rahmen des Fallabgleichs behandelt. In den restlichen 438 Fällen (4.5 %) erfolgte eine

Imputation des Schätzwertes unter der Annahme, dass der Messfehler vorliegt:

$$\widehat{WE}_i = \frac{10000}{\overline{WF}} \cdot \frac{WF_i}{ME_i} = 127.21 \cdot \frac{WF_i}{ME_i} \quad (438 \text{ Fälle}) \quad (3.36)$$

Aufgrund des Messfehlers wurden für die spätere Analyse drei alternative Variablen zur *Gebäudeart* ( $GA1$ ,  $GA2$  und  $GA3$ ) definiert. Die Alternative  $GA1$  entspricht der Klassifikation von Gebäuden nach  $WE$  in kleine ( $2 \leq WE \leq 6$ ), mittlere ( $7 \leq WE \leq 12$ ) und große Gebäude ( $WE \geq 13$ ). Im Vergleich zur Alternative  $GA1$  wurden bei der Alternative  $GA2$  große Gebäude ( $WE > 13$ ) ohne Aufzug ( $AZ = \{\text{nein}\}$ ) den mittleren Gebäuden und bei der Alternative  $GA3$  zusätzlich mittlere Gebäude ( $7 \leq WE \leq 12$ ) ohne Aufzug ( $AZ = \{\text{nein}\}$ ) den kleinen Gebäuden zugeordnet. Durch die Alternativen  $GA2$  und  $GA3$  erfolgt damit eine zunehmende, wenn auch nicht exakte Korrektur des Messfehlers. Tabelle 3.19 verdeutlicht die Definition der drei Alternativen in Abhängigkeit von  $WE$  und  $AZ$ .

**Tabelle 3.19:** Definition von Alternativen zur Beschreibung der Gebäudeart

		WE									Σ			
		[2,6]			[7,12]			≥13					Σ%	
		AZ		Σ	AZ		Σ	AZ		Σ	AZ		Σ	Σ%
		nein	ja		nein	ja		nein	ja		nein	ja		
$GA1$	<i>klein</i>	802	67	869	0	0	0	0	0	0	802	67	869	9%
	<i>mittel</i>	0	0	0	1286	520	1806	0	0	0	1286	520	1806	19%
	<i>groß</i>	0	0	0	0	0	0	2590	4416	7006	2590	4416	7006	72%
Σ		802	67	869	1286	520	1806	2590	4416	7006	4678	5003	9681	100%
$GA2$	<i>klein</i>	802	67	869	0	0	0	0	0	0	802	67	869	9%
	<i>mittel</i>	0	0	0	1286	520	1806	2590	0	2590	3876	520	4396	45%
	<i>groß</i>	0	0	0	0	0	0	0	4416	4416	0	4416	4416	46%
Σ		802	67	869	1286	520	1806	2590	4416	7006	4678	5003	9681	100%
$GA3$	<i>klein</i>	802	67	869	1286	0	1286	0	0	0	2088	67	2155	22%
	<i>mittel</i>	0	0	0	0	520	520	2590	0	2590	2590	520	3110	32%
	<i>groß</i>	0	0	0	0	0	0	0	4416	4416	0	4416	4416	46%
Σ		802	67	869	1286	520	1806	2590	4416	7006	4678	5003	9681	100%

Absehbare Folgen des Messfehlers sind bei der Interpretation der Ergebnisse im Rahmen der späteren Regression zu berücksichtigen: Infolge des Messfehlers enthalten große und mittlere Gebäude fälschlicherweise auch

kleine Gebäude, sodass der negative Effekt großer und mittlerer Gebäude gegenüber kleinen Gebäuden auf den Kaufpreis einer Wohnung in der Tendenz unterschätzt wird. Verzerrungen der Schätzung der Effekte anderer Variablen sind denkbar, sofern deren unverzerrte Schätzung eine Kontrolle der Gebäudeart erfordert. Als Beispiel wurde bereits der Effekt eines Aufzugs im Gebäude genannt.

**Lage im Gebäude** Die Operationalisierung der Qualität der Lage einer Wohnung im Gebäude erfordert die unabhängige Erfassung und Kontrolle mehrerer Variablen. Eine dieser Variablen ist die *Geschosslage* (*GL*). Diese gibt das Stockwerk wieder, in dem sich die Eingangsebene der Wohnung befindet. Abweichungen von der Lage im 1. Obergeschoss nach unten (oben) werden mit Nachteilen (Vorteilen) hinsichtlich Privatsphäre, Sicherheit, Belichtung und Aussicht verbunden. Den Vorteilen höherer Geschosslagen steht der Nachteil einer schlechteren Erreichbarkeit gegenüber, sofern sich kein Aufzug im Gebäude befindet. Entsprechend begründet im Vergleich zur Lage im 1. Obergeschoss eine niedrigere Geschosslage einen negativen Effekt und eine höhere Geschosslage mit (ohne) Aufzug einen positiven (negativen) Effekt auf den Mietpreis und damit den Kaufpreis einer Wohnung.

Eine Interaktion zwischen *Geschosslage* (*GL*) und *Aufzug* (*AZ*) ist plausibel. Prinzipiell führt ein Aufzug zu Mehrkosten bei der Herstellung des Gebäudes und begründet damit einen höheren Kaufpreis des Gebäudes. Ein rationaler Mieter oder Käufer wird jedoch nur bereit sein, sich an den Mehrkosten des Aufzugs durch einen höheren Miet- oder Kaufpreis zu beteiligen, wenn der Aufzug einen zusätzlichen Nutzen stiftet. Dies ist jedoch nur bei Wohnungen in höheren Geschosslagen gegeben. Ein Aufzug dürfte damit nur einen Effekt auf den Miet- und damit Kaufpreis einer Wohnung aufweisen, wenn sich diese in einer höheren Geschosslage befinden. Mit anderen Worten: In höheren Geschosslagen dürfte lediglich der Interaktionseffekt zwischen Aufzug und Geschosslage und in niedrigeren Geschosslagen lediglich der Haupteffekt der Geschosslage einen signifikanten Effekt aufweisen.

Um den Effekt der *Geschosslage* (*GL*) auf den Kaufpreis ohne Verzerrung zu schätzen, ist die *Lage im obersten Geschoss* (*OOG*) zu berücksichtigen. Diese ist mit dem Vorteil einer geringen Lärmbelastung verbunden, da

nach oben keine Nachbarn angrenzen, was einen positiven Effekt auf den Miet- und damit den Kaufpreis begründet.<sup>57</sup> Wird die Lage im *obersten Geschoss* (*OOG*) nicht berücksichtigt, dann führt dies tendenziell zu folgenden Verzerrungen: Der positive (negative) Effekt höherer Geschosslagen mit (ohne) Aufzug gegenüber der Lage im 1. Obergeschoss wird überschätzt (unterschätzt), da sich unter den Wohnungen in höherer Geschosslage auch Wohnungen im obersten Geschoss befinden und der positive Effekt der Lage im obersten Geschoss nicht berücksichtigt wird. Darüber hinaus sind zur Vermeidung von Verzerrungen *Sondertypen* (*SW*) zu erfassen, die unabhängig von der Geschosslage und der Lage im obersten Geschoss mit besonderen Vor- oder Nachteilen verbunden sind:

- *Maisonette-Wohnung*: Wohnung, die sich über mehrere Geschosse, häufig das Dachgeschoss und das darunter liegende Geschoss erstreckt und einen großzügigen Grundriss aufweist, was unabhängig von der Geschosslage und der Lage im obersten Geschoss einen positiven Effekt auf den Miet- und damit den Kaufpreis begründet.
- *Dachgeschoss-Wohnung*: Wohnung im Dachgeschoss, die sich durch besondere Nachteile wie Dachschrägen und teilweise schlechteren Wärmeschutz auszeichnet, was unabhängig von der Geschosslage und der Lage im obersten Geschoss einen negativen Effekt auf den Miet- und damit den Kaufpreis begründet.
- *Penthouse-Wohnung*: Wohnung, die sich auf dem Flachdach befindet und durch besondere Vorteile wie einem großzügigen Grundriss und einer Dachterrasse auszeichnet, was unabhängig von der Geschosslage und der Lage im obersten Geschoss einen positiven Effekt auf den Miet- und damit den Kaufpreis begründet.

Insgesamt führt eine Vernachlässigung der *Sondertypen* (*SW*) und der *Lage im oberen Geschoss* (*OOG*) bei der Schätzung des Effektes der *Geschosslage* (*GL*) zur Verzerrung des Effektes vor allem höherer Geschosslagen gegenüber niedrigeren Geschosslagen auf den Kaufpreis einer Wohnung. Theoretisch sind alle drei Aspekte über verschiedene Variablen zu erfassen und zu berücksichtigen. Dies erfolgt jedoch im aktuellen Datenmodell des

---

<sup>57</sup>Dieser Vorteil ergibt sich für Wohnungen (a) im Dachgeschoss, (b) im obersten Geschoss von Gebäuden mit Flachdach, sofern sich darüber keine Penthouse-Wohnung befindet sowie (c) für Penthouse-Wohnungen.

GAA Karlsruhe nicht. Lediglich die Geschosslage und die Sondertypen werden aktuell gemischt und bedingt hierdurch unvollständig durch eine Variable *Stockwerk* (*STOC*) erfasst. Diese umfasst folgende Kategorien: (1) Keller- (*KG*), (2) Erd- (*EG*), (3) 1. Ober- (*1. OG*), ..., (32) 30. Obergeschoss (*30. OG*), (33) Penthouse (*Pent*), (34) Maisonette (*Mais*) und (35) Dachgeschoss (*DG*).

**Tabelle 3.20:** Probleme bei der Operationalisierung der Qualität der Lage der Wohnung im Gebäude im aktuellen Datenmodell

		<i>STOC</i>								$\Sigma$	$\Sigma\%$
		<i>KG</i>	<i>EG</i>	<i>1. OG</i>	<i>&gt;1. OG</i>	<i>Mais</i>	<i>Pent</i>	<i>DG</i>	<i>k.A.</i>		
<i>OOG</i>	<i>ja</i>	0	0	0	0	0	266	703	0	969	10%
	<i>nein</i>	50	1731	0	0	0	0	0	0	1781	18%
	<i>k.A.</i>	0	0	2080	4660	106	0	0	85	6931	72%
<i>GL</i>	<i>KG</i>	50	0	0	0	0	0	0	0	50	1%
	<i>EG</i>	0	1731	0	0	0	0	0	0	1731	18%
	<i>1. OG</i>	0	0	2080	0	0	0	0	0	2080	21%
	<i>&gt;1. OG</i>	0	0	0	4660	106	266	703	0	5735	59%
	<i>k.A.</i>	0	0	0	0	0	0	0	85	85	1%
<i>SW</i>	<i>nein</i>	50	1731	2080	4660	0	0	703	0	8521	88%
	<i>DG</i>	0	0	0	0	0	0	703	0	703	7%
	<i>Pent</i>	0	0	0	0	0	266	0	0	266	3%
	<i>Mais</i>	0	0	0	0	106	0	0	0	106	1%
	<i>k.A.</i>	0	0	0	0	0	0	0	85	85	1%
$\Sigma$	50	1731	2080	4660	106	266	703	85	9681	100%	
$\Sigma\%$	1%	18%	21%	48%	1%	3%	7%	1%	100%		

Die sich aus dem aktuellen Datenmodell ergebenden Probleme werden beim Versuch der Rekonstruktion der drei erforderlichen Variablen aus der verfügbaren Variable *Stockwerk* (*STOC*) deutlich (vgl. Tabelle 3.20): Die *Sondertypen* (*SW*) werden korrekt erfasst. Allerdings fehlen zu diesen jeweils Angaben zur *Geschosslage* (*GL*). Entsprechend wurde angenommen, dass sich diese in höheren Geschosslagen befinden und höhere Geschosslagen zu einer Kategorie  $GL = \{>1. OG\}$  zusammengefasst. Die Lage im *obersten Geschoss* (*OOG*) wird aktuell nicht erfasst. Die Kategorien  $STOC = \{Pent\}$  und  $STOC = \{DG\}$  sind eindeutig der Kategorie  $OOG = \{ja\}$  zugeordnet und unter Annahme  $VG \geq 2$  sind die Kategorien  $STOC = \{KG\}$  und  $STOC = \{EG\}$  der Kategorie  $OOG = \{nein\}$  zugeordnet. Für die Kategorie  $STOC = \{Mais\}$  gilt in der Regel, aber nicht zwangsweise  $OOG = \{ja\}$ . Im Zweifel ist bei rund 72% der Fälle keine Zuordnung

möglich. In diesen Fällen wäre ein Abgleich der Dachform, der Anzahl Vollgeschosse sowie des Stockwerks möglich. Allerdings ist der Anteil fehlender Angaben in der Anzahl Vollgeschosse sehr hoch und andererseits würden für Wohnungen im obersten Geschoss von Gebäuden mit Flachdach zudem Angaben dazu fehlen, ob sich auf dem Flachdach eine Penthouse-Wohnung befindet oder nicht. Insgesamt sind durch die aktuelle Erfassung nur die Variablen *Geschosslage* (*GL*) und *Sondertyp* (*SW*) rekonstruierbar. In 85 Fällen (0.9%) mit fehlenden Angaben in *SW* und *GL* wurde der Modalwert  $SW = \{nein\}$  und  $GL = \{>1, OG\}$  imputiert. Mit Verzerrungen bei der Schätzung des Effektes der Geschosslage im Rahmen der späteren Regression durch eine nicht mögliche Berücksichtigung der Lage im obersten Geschoss ist zu rechnen. Künftig wird empfohlen alle drei Variablen unabhängig zu erfassen.

### 3.5.3 Zusammenfassung und Fazit

In Abschnitt 3.5 folgte die Beschreibung des Ausmaßes und der Behandlung fehlender Angaben in den für die spätere Regression bei Einfamilienhäusern (EFH) und Wohnungseigentum (ETW) potenziell relevanten Variablen. Die Auswahl relevanter Variablen orientierte sich für EFH (ETW) an den zur Ermittlung des Sachwertes (zur Erstellung von Mietspiegeln) erforderlichen Variablen und der Verfügbarkeit in der automatisierten Kaufpreissammlung (AKS) des GAA Karlsruhe. Fehlende Angaben in relevanten Variablen wurden jeweils vollständig imputiert. Tabelle 3.21 gibt nochmals die relevanten Variablen, die Anzahl der Antworten ( $n_R$ ) sowie der unvollständigen Antworten absolut ( $n_{NV}$ ) und relativ in % ( $n_{NV}\%$ ) vor Behandlung fehlender Angaben wieder.

Prinzipiell erfolgte bei kategorialen (metrischen) Variablen eine Imputation fehlender Angaben mit dem Modalwert (Median). Sofern möglich wurde der bedingte Modalwert (Median) in Abhängigkeit von anderen Variablen herangezogen. Teilweise wurden externe bauhistorische Informationen (z.B. beim Flachdach) oder historische Entwicklungen der Bauordnung (z.B. zur Aufzugpflicht) zur Prüfung der Daten auf Plausibilität und Behandlung fehlender Angaben genutzt. Entsprechende Regeln sind künftig in der AKS zur Prüfung der Daten auf Plausibilität nutzbar.



**Tabelle 3.21:** Fehlende Werte in relevanten Variablen bei Einfamilienhäusern und Wohnungen vor der Behandlung fehlender Werte

relevante Variablen	EFH			relevante Variablen	ETW		
	$n_R$	$n_{NV}$	$n_{NV}\%$		$n_R$	$n_{NV}$	$n_{NV}\%$
<i>KP Kaufpreis [€]</i>	3150	0	0.0%	<i>KP Kaufpreis [€]</i>	9681	0	0.0%
<i>VJ Vertragsjahr</i>	3150	0	0.0%	<i>VJ Vertragsjahr</i>	9681	0	0.0%
<i>LQ Lagequalität</i>	3150	0	0.0%	<i>LQ Lagequalität</i>	9681	0	0.0%
<i>GF Grundstücksfläche [m<sup>2</sup>]</i>	3150	0	0.0%	<i>WF Wohnfläche [m<sup>2</sup>]</i>	9681	154	1.6%
<i>WF Wohnfläche [m<sup>2</sup>]</i>	3150	95	3.0%	<i>BA Baualter [Jahre]</i>	9681	42	0.4%
<i>BA Baualter [Jahre]</i>	3150	16	0.5%	<i>AQ Ausstattung</i>	9681	0	0.0%
<i>AQ Ausstattung</i>	3150	0	0.0%	<i>SW Sondertyp</i>	9681	85	0.9%
<i>ST Gebäudestellung</i>	3150	0	0.0%	<i>GL Geschosslage</i>	9681	191	2.0%
<i>VG Anzahl Vollgeschosse</i>	3150	55	1.7%	<i>AZ Aufzug</i>	9681	12	0.1%
<i>DF Dachform/-ausbau</i>	3150	327	10.4%	<i>GA1 Gebäudeart 1</i>	9681	785	8.1%
<i>KG Unterkellerung</i>	3150	83	2.6%	<i>GA2 Gebäudeart 2</i>	9681	785	8.1%
				<i>GA3 Gebäudeart 3</i>	9681	785	8.1%

Bei Einfamilienhäusern empfiehlt sich künftig die zusätzliche Erhebung der Anzahl Zimmer. Eine Imputation fehlender Angaben zur Wohnfläche durch den Median in Abhängigkeit von der Anzahl Zimmer ist genauer als eine Imputation in Abhängigkeit von der Gebäudestellung. Angaben zur Anzahl Zimmer sind vor allem auch dann ohne hohen Aufwand machbar, wenn keine Flächenermittlung vorliegt. Zur Behandlung fehlender Werte in der Anzahl Vollgeschosse könnte auf Webapplikationen wie Google Earth zurückgegriffen werden. Dies war jedoch nicht möglich, da die Adresse der Objekte aus Datenschutzgründen nicht übermittelt wurde. Dennoch besteht die Möglichkeit, da die Adresse in der AKS vorliegt.

Probleme im Datenmodell ergaben sich bei EFH nicht. Lediglich der relativ hohe Anteil fehlender Angaben zum *Dachgeschossausbau (DGA)* und zum *Grad des Dachgeschossausbaus (DGG)* fiel negativ auf. Angaben zu *DGG* standen kaum zur Verfügung, sodass nur Informationen zur *Dachform (DFM)* und dem *DGA* für die spätere Analyse nutzbar waren. Diese wurden zur Variable *Dachform/-ausbau (DF)* aggregiert, die angibt, ob ein Flachdach vorliegt ( $DF = \{FD ja\}$ ), das Dachgeschoss ausgebaut ist ( $DF = \{DGA ja\}$ ) oder nicht ( $DF = \{DGA nein\}$ ). Der hohe Anteil fehlender Angaben zu *DGG* kann auf die Komplexität der Frage nach dem Grad des tatsächlichen (möglichen) Dachgeschossausbaus in % der Grundfläche zurückgeführt werden. Hier ist eine kritische Diskussion im Rahmen des GAA Karlsruhe angebracht, ob eine Reduktion der Komple-

xität nicht hinreichend wäre. Beispielsweise ist für die Sachwertermittlung nur maßgeblich, ob Dachgeschossausbau vollständig oder teilweise erfolgte (möglich wäre).

Der relativ hohe Anteil fehlender Werte bei Angaben zur *Dachform/-ausbau* (*DF*) mit 10.4% führt dazu, dass etwaige Folgen der Imputation fehlender Werte nicht vernachlässigbar sind und bei der Interpretation der Ergebnisse der späteren Regression zu berücksichtigen sind: Bei fehlenden Werten in *DF* wurde der Modalwert  $DF = \{DGA\ ja\}$  imputiert. Dies führt tendenziell dazu, dass die positiven Effekte der Kategorien  $DF = \{DGA\ nein\}$  und  $DF = \{FD\ ja\}$  auf den Kaufpreis gegenüber der Kategorie  $DF = \{DG\ ja\}$  unterschätzt werden. Bei anderen relevanten Variablen war der Anteil fehlender Angaben relativ gering, sodass auch die Auswirkungen der Imputation fehlender Angaben hier vernachlässigbar gering sein dürfte.

Bei Wohnungseigentum wurde ersichtlich, dass bislang ein erhebliches Potenzial zur Reduktion fehlender Angaben in Variablen zum Gebäude innerhalb der AKS besteht und aktuell nicht genutzt wird: Durch den Abgleich historischer Kauffälle von Wohnungen im selben Gebäude im Betrachtungszeitraum 2001 bis 2014 konnten fehlende Angaben in Variablen zum Gebäude teilweise um mehr als 50% reduziert werden. Eine eindeutige Identifikation von Wohnungen im selben Gebäude setzt die Kenntnis der Adresse voraus, die jedoch aus Datenschutzgründen nicht übermittelt wurde. Ersatzweise erfolgte eine Sortierung nach dem *Stadtteil* (*SL*), der *Straße* (*SR*), der *Grundstücksfläche* (*GF*) und dem *Baujahr* (*BJ*). Sofern mit Ausnahme fehlender Angaben keine Abweichungen in den Variablen zum Gebäude auftraten, wurde bei gleichen Angaben in *SL*, *SR*, *GF* und *BJ* von Wohnungen im selben Gebäude ausgegangen. Bei Abweichungen erfolgte keine Imputation, da ohne Kenntnis der Adresse nicht eindeutig festgestellt werden konnte, ob ein Eingabefehler oder eine Mehrhausanlage vorliegt. Entsprechend dürfte das eigentliche Potenzial in der AKS noch höher sein, da (1) die konkrete Adresse vorliegt und (2) die Fallbasis nochmals vor das Jahr 2001 zurückreicht. Die Implementierung eines Fallabgleichs historischer Kauffälle im selben Gebäude auf Basis der konkreten Adresse in der AKS wird empfohlen.

Probleme im Datenmodell ergaben sich bei Wohnungseigentum hinsichtlich der *Gebäudeart* sowie der Qualität der *Lage im Gebäude*. Die *Gebäudeart*

umfasst üblicherweise eine Klassifikation nach der Anzahl Wohneinheiten, der Anzahl Vollgeschosse sowie der Gebäudestellung wie beispielsweise im Mietspiegel München in Stadthäuser, Wohnblöcke und Hochhäuser. Die Gebäudestellung wird aktuell nicht erhoben. Der Anteil fehlender Angaben bei der Anzahl Vollgeschosse ist dreimal so hoch wie bei der Anzahl Wohneinheiten. Deshalb erfolgte lediglich eine Klassifikation nach der Anzahl Wohneinheiten ( $WE$ ) analog dem Mikrozensus 2011 in *kleine* ( $2 \leq WE \leq 6$ ), *mittlere* ( $7 \leq WE \leq 12$ ) sowie *große Gebäude* ( $WE \geq 12$ ).

Künftig empfiehlt sich eine Erhebung der Gebäudestellung sowie eine höhere Sorgfalt bei Erhebung der Anzahl Vollgeschosse. Des Weiteren wurden ein systematischer Messfehler bei der Anzahl Wohneinheiten im Gebäude identifiziert, dessen Ursache und Richtung aus dem Mikrozensus 2011 bekannt ist. Um diesen künftig zu vermeiden wird eine Präzision des Gebäudebegriffs im Fragebogen dahingehend empfohlen, dass bei Wohnungen in Wohnblöcken nicht die Anzahl Wohneinheiten des gesamten Blocks sondern jene Anzahl Wohneinheiten anzugeben sei, die demselben Hauszugang (derselben Postadresse) zugeordnet sind. Analog dem Mikrozensus 2011 kann eine Prüfung der Plausibilität der Angaben durch Abgleich mit Daten des Einwohnermeldeamtes erfolgen. Aufgrund des Messfehlers wurden für die spätere Analyse drei alternative Variablen zur Gebäudeart definiert: Die Gebäudeart *GA1* entspricht der obigen Klassifikation von Gebäude nach der Anzahl Wohneinheiten analog dem Mikrozensus 2011. Bei der Gebäudeart *GA2* wurden große Gebäude ohne Aufzug den mittleren und bei der Gebäudeart *GA3* zusätzlich mittlere Gebäude ohne Aufzug den kleinen Gebäuden zugeordnet. Durch den Abgleich mit Angaben zum Aufzug erfolgt bei *GA2* und *GA3* eine, wenn auch nicht exakte, Korrektur des Messfehlers. Künftig ist auf eine Vermeidung des Messfehlers zu achten. Prinzipiell kann der Messfehler im Rahmen der späteren Regression dazu führen, dass die Preisabschläge für mittlere und größere Gebäude auf den Kaufpreis der Wohnung gegenüber kleinen Gebäuden tendenziell unterschätzt werden.

Die unverzerrte Schätzung des Effektes der Geschosslage erfordert die unabhängige Erhebung und Berücksichtigung dreier Variablen: erstens die *Geschosslage* (GL) im Sinne des Stockwerks der Wohnung; zweitens die *Lage im obersten Geschoss* (OOG) als Vorteil einer geringeren Lärmbelastung durch keine nach oben angrenzenden Nachbarn; drittens *Sondertypen* (SW)

im Sinne von Wohnungen, die mit weiteren von der Geschosslage und der Lage im obersten Geschoss unabhängigen Vor- oder Nachteilen verbunden sind (Maisonette-, Penthouse- und Dachgeschosswohnungen). Eine unabhängige Erfassung der drei Aspekte erfolgt aktuell nicht. Die Geschosslage und der Sondertyp werden aktuell in einer Variable und nicht unabhängig voneinander erhoben. Hierdurch bedingt liegen für Sondertypen keine Angaben zur Geschosslage vor, sodass (a) für diese eine höhere Geschosslage  $GL = \{>1. \text{ Obergeschoss}\}$  unterstellt wurde und (b) höhere Geschosslagen zu einer Kategorie zusammengefasst werden mussten. Die Lage im *obersten Geschoss* (*OOG*) wird aktuell nicht erhoben. Dies kann zur Verzerrung der Schätzung der Effekte der *Geschosslage* (*GL*) führen: Insbesondere in höherer Geschosslage befinden sich auch Wohnungen mit Lage im obersten Geschoss. Der positive Effekt einer Lage im obersten Geschoss kann mangels Erfassung nicht berücksichtigt werden, sodass der positive (negative) Effekt einer höheren Geschosslage mit Aufzug (ohne Aufzug) gegenüber der Lage im 1. Obergeschoss tendenziell überschätzt (unterschätzt) wird. Dies ist bei der Interpretation der Ergebnisse im Rahmen der späteren Regression zu berücksichtigen. Künftig wird eine unabhängige Erfassung der drei genannten Variablen empfohlen.

## 3.6 Zusammenfassung und Fazit

In Kapitel 3 erfolgte schrittweise die Vorbereitung und Durchführung einer systematischen Analyse der Machbarkeit von Preisindizes für einzelne Schichten der Transaktionen von Wohneigentum im Stadtgebiet Karlsruhe. Hierzu übermittelte der Gutachterausschuss der Stadt Karlsruhe (GAA Karlsruhe) rund 30 000 Datensätze. Diese umfassten alle Transaktionen von Ein- (EFH) und Mehrfamilienhäusern (MFH) sowie Wohnungen (ETW), die von 2001 bis 2014 im Stadtgebiet Karlsruhe erfolgten.

Die Zielpopulation des angestrebten Preisindex wurde definiert als Gesamtheit der Transaktionen von Wohneinheiten (Wohngebäuden) im Stadtgebiet Karlsruhe. Dabei erfolgte eine Schichtung der Transaktionen nach dem Vertragsgegenstand in EFH und ETW (EFH und MFH) sowie nach Teilmärkten in Erstverkauf (EV) neu erstellter und Wiederverkauf (WV) bestehender Einheiten. Eine abschließende Entscheidung bezüglich der statistischen Einheit (Wohneinheiten oder Wohngebäude) folgte erst im

Rahmen der Machbarkeitsanalyse. Der angestrebte Preisindex entspricht von der Typologie dem nationalen Häuserpreisindex (HPI). Im Unterschied zum HPI besteht das Interesse aus Sicht der Marktwertermittlung jedoch nicht primär an einem aggregierten Preisindex, sondern an Preisindizes für die einzelnen Schichten und hierbei insbesondere an Preisindizes für Transaktionen im Wiederverkauf.

Ausgehend vom Umfang der jährlichen Transaktionen wurde der jährlich theoretisch maximal erzielbare Umfang der Netto-Stichprobe (Auswahlpopulation) und der jährlich tatsächlich maximal erzielte Umfang der Netto-Stichprobe (Brutto-Stichprobe abzüglich vollständiger Antwortausfälle) in den einzelnen Schichten als Grundlage der Machbarkeitsanalyse ermittelt. Am Beispiel der Ermittlung von Rücklaufquoten wurden Empfehlungen zur Verbesserung der Erfassung von Metadaten abgeleitet. Zweck dabei ist die Optimierung des Erhebungsprozesses. Neben einer hinreichenden Erfassung des Versands und Rücklaufs von Fragebögen zur Ermittlung von Rücklaufquoten wird eine Erfassung der Anzahl Kontaktversuche mit/ohne Androhung von Zwangsgeld empfohlen, um den Effekt auf die Rücklaufquoten analysieren und hieraus die optimale Anzahl an Kontaktversuchen vor Androhung von Zwangsgeld ableiten zu können. Darüber hinaus wird eine Erhebung des Datums von Versand und Rücklauf empfohlen, um eine zeitliche Optimierung der wiederholten Kontaktversuche zu ermöglichen.

Im Rahmen einer Stichprobenplanung wurde der Mindestumfang der Stichprobe pro Regressionsmodell für eine hinreichende Teststärke und Präzision der Schätzungen analysiert und ein Orientierungswert als Benchmark für die Machbarkeitsanalyse abgeleitet. Dabei erwiesen sich mindestens 1 500 Fälle pro Regressionsmodell als erforderlich, um eine hinreichende Teststärke und Präzision für relativ geringe Effektstärken zu sichern. Anschließend folgte eine Analyse der theoretischen (praktischen) Machbarkeit von Preisindizes für die einzelnen Schichten. Hierzu wurde die jährlich theoretisch maximal erzielbare (tatsächlich maximal erzielte) Netto-Stichprobe mit technischen Mindestanforderungen sowie dem Benchmark für eine hinreichende Teststärke und Präzision der Schätzungen verglichen. Entsprechend gibt die theoretische (praktische) Machbarkeit Auskunft darüber, ob ein Preisindex bei Vollerhebung ohne Antwortausfälle (bei aktueller Erhebungspraxis) machbar wäre (machbar ist).

Die europäischen Standards zum nationalen Häuserpreisindex fordern Wohneinheiten als statistische Einheit, eine Periodizität von 1 Quartal sowie die Anwendung des SP-Ansatzes. Die Analyse der Machbarkeit bestätigte zunächst, dass Wohneinheiten (EFH und ETW) gegenüber Wohngebäuden (EFH und MFH) als statistische Einheit klar zu bevorzugen sind. Dies liegt daran, dass Gebäude üblicherweise nicht als eine Einheit sondern eben Wohnungen in diesen einzeln gehandelt werden um den Umsatz zu maximieren. Insbesondere im Erstverkauf erfolgt der Handel nahezu ausschließlich in Form von Wohneinheiten.

Ein Preisindex für EFH im EV erwies sich bereits theoretisch als nicht machbar, da selbst bei einer Vollerhebung ohne Antwortausfälle in einzelnen Jahren weniger als 20 Fälle vorliegen würden. Preisindizes für EFH im WV, ETW im EV und ETW im WV erwiesen sich hingegen sowohl theoretisch als auch praktisch als machbar. Hinsichtlich der Wahl der Periodizität wurde ersichtlich, dass zwar theoretisch für diese drei Schichten eine Periodizität von 1 Quartal machbar wäre, aktuell praktisch jedoch nur eine Periodizität von 1 Jahr machbar ist. Im Hinblick auf die Wahl des hedonischen Ansatzes wurde ersichtlich, dass bei ETW im WV, ETW im EV und EFH im WV theoretisch (praktisch) Daten aus mindestens 2 (3), 6 (9) und 8 (10) Jahren pro Modell zu aggregieren wären (sind), damit mindestens 1 500 Fälle pro Modell für eine hinreichende Teststärke und Präzision der Schätzungen erzielt werden. Unter Berücksichtigung der aktuellen Erhebungspraxis ist damit lediglich eine Anwendung des RW- oder TD-Ansatzes und theoretisch allenfalls bei ETW im WV die Anwendung des TA-Ansatzes zielführend. Eine Anwendung des SP-Ansatzes wäre jedoch auch bei einer theoretischen Vollerhebung bereits nicht zielführend.

Insgesamt lässt dies den Schluss zu, dass Wohneinheiten als statistische Einheit klar zu bevorzugen sind. Preisindizes für EFH im EV sind nicht machbar. Preisindizes für ETW im EV, ETW im WV sowie EFH im WV sind machbar, allerdings nur bei Abweichungen von den europäischen Standards zum nationalen Häuserpreisindex im Hinblick auf die Wahl des hedonischen Ansatzes und die Wahl der Periodizität. Künftig empfiehlt sich angesichts der ohnehin jährlich relativ geringen Auswahlpopulation in den einzelnen Schichten eine Vollerhebung, um die Anzahl pro Modell zu aggregierender Perioden, soweit sinnvoll und möglich, zu reduzieren und/oder eine Verkürzung der Periodizität auf 1 Quartal zu erreichen.

Abschließend folgten Anmerkungen zur Aufbereitung und Qualität relevanter Daten zu EFH und ETW für die spätere Schätzung von Preisindizes. Dies umfasste primär eine Beschreibung des Ausmaßes und der Behandlung fehlender Angaben in den für die Regression relevanten Variablen. Prinzipiell erfolgte eine vollständige Imputation fehlender Angaben durch den Median oder Modalwert und soweit möglich in Abhängigkeit von anderen Variablen. Teilweise wurden zusätzliche historische Informationen zur Marktentwicklung (z.B. beim Flachdach) oder die vergangenen Bauordnungen (z.B. zur Aufzugpflicht) zur Prüfung der Daten auf Plausibilität und Imputation fehlender Angaben genutzt.

Probleme im Datenmodell, die zur Verzerrung der Schätzungen im Rahmen der späteren Regression führen können, wurden erläutert und Möglichkeiten zur künftigen Verbesserung vorgeschlagen. Bei EFH traten hierbei keine gravierenden Probleme im Datenmodell auf. Hier erwies sich nur die hohe Anzahl fehlender Angaben zum Dachgeschossausbaugrad und Dachgeschossausbau als problematisch. Angaben zum Dachgeschossausbaugrad standen kaum zur Verfügung und sind faktisch nicht nutzbar. Entsprechend wurden Informationen zum Dachgeschossausbau und zur Dachform für die spätere Analyse zur Variable *DF* zusammengefasst. Fehlende Werte wurden durch den Modalwert eines ausgebauten Dachgeschosses imputiert. Da im Vergleich zu anderen relevanten Variablen der Anteil fehlender Angaben in *DF* relativ hoch war, ist bei der Interpretation der Ergebnisse im Rahmen der späteren Regression zu berücksichtigen, dass durch die Imputation in der Tendenz der Preisaufschlag eines nicht ausgebauten Dachgeschosses sowie eines Flachdaches gegenüber einem ausgebauten Dachgeschoss in der Tendenz unterschätzt wird.

Bei Wohnungen wurde ersichtlich, dass durch den Abgleich von historischen Kauffällen von Wohnungen im selben Gebäude innerhalb der automatisierten Kaufpreissammlung (AKS) ein bislang ungenutztes Potenzial zur Reduktion fehlender Angaben in Variablen zum Gebäude um teilweise mehr als 50% besteht. Die Implementierung eines solchen Fallabgleichs auf Basis der konkreten Adresse innerhalb der AKS wird empfohlen. Probleme im Datenmodell ergaben sich in Bezug auf die Gebäudeart und die Geschosslage. Mangels Erhebung der Gebäudestellung und einem sehr hohen Anteil fehlender Angaben zur Anzahl Vollgeschosse erfolgte die Operationalisierung der Gebäudeart als Klassifikation nach der Anzahl

Wohneinheiten entsprechend dem Mikrozensus 2011. Künftig wird eine Erhebung der Gebäudestellung sowie eine höhere Sorgfalt bei der Erhebung der Anzahl Vollgeschosse empfohlen. Um einen systematischen Messfehler bezüglich der Anzahl Wohneinheiten im Gebäude zu vermeiden, wird die Präzision des Gebäudebegriffs im Fragebogen empfohlen. Des Weiteren sollte künftig zur Vermeidung einer Verzerrung der Schätzung des Effektes der Geschosslage eine voneinander unabhängige Erhebung der Geschosslage, des Sondertyps sowie insbesondere der Lage im obersten Geschoss erfolgen.





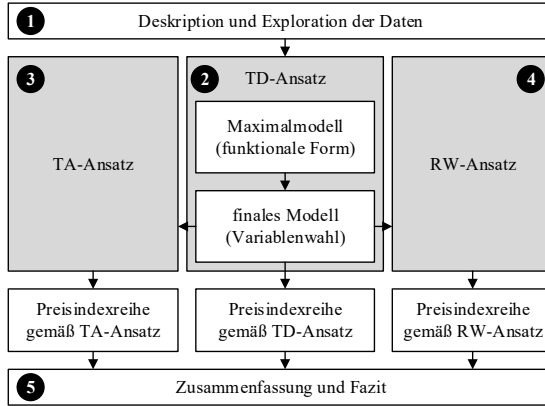
# 4 Schätzung von hedonischen Preisindizes für Wohneigentum in Karlsruhe

In diesem Kapitel folgt die Schätzung von Preisindexreihen für Wohneinheiten im Stadtgebiet Karlsruhe über den Zeitraum 2001 bis 2014. Eine Preisindexreihe für Einfamilienhäuser im Erstverkauf erwies sich als nicht machbar. Entsprechend folgt lediglich die Schätzung von Preisindexreihen für Einfamilienhäuser im Wiederverkauf sowie für Wohnungseigentum im Erst- und Wiederverkauf.

Die Machbarkeitsanalyse ergab zudem, dass theoretisch (praktisch) bestenfalls bei Wohnungseigentum im Wiederverkauf mindestens 2 Jahre (3 Jahre) pro Modell zu aggregieren sind, um mindestens 1500 Fälle pro Modell für eine hinreichende Teststärke und Präzision zu erzielen. Bei Wohnungseigentum im Erstverkauf und Einfamilienhäusern im Wiederverkauf sind hierzu deutlich mehr als 3 Jahre pro Modell zu aggregieren. Entsprechend ist lediglich der RW- und TD-Ansatz und bei künftiger Vollerhebung allenfalls der TA-Ansatz relevant. Der SP-Ansatz erwies sich hingegen bereits bei theoretischer Vollerhebung als nicht zielführend. Beim TA-Ansatz ist angesichts des tatsächlich erzielten Umfangs der Stichproben aktuell mit einer beschränkten Teststärke und Präzision der Schätzungen zu rechnen, sodass sich dieser im Vergleich zum RW- und TD-Ansatz allenfalls zur Schätzung einer Preisindexreihe, jedoch nicht zur Schätzung adäquater Anpassungsfaktoren für die Ermittlung von Vergleichswerten und Sachwertfaktoren eignet.

Insgesamt folgt deshalb die Schätzung jeweils einer Preisindexreihe auf Basis des TD-, TA- und RW-Ansatzes für Einfamilienhäuser im Wie-

derverkauf (Abschnitt 4.1), Wohnungen im Wieder- (Abschnitt 4.2) und Erstverkauf (Abschnitt 4.3). Die grundsätzliche Vorgehensweise ist in allen drei Abschnitten identisch und wird deshalb hier an zentraler Stelle kurz beschrieben (vgl. Abbildung 4.1).



**Abbildung 4.1:** Vorgehensweise zur Schätzung der Preisindexreihen für Einfamilienhäuser im Wiederverkauf sowie Wohnungen im Erst- und Wiederverkauf

**Vorgehensweise** Den ersten Schritt in der Vorbereitung auf die spätere Regression bildet eine kurze *Deskription* und *Exploration* der über den Zeitraum 2001 bis 2014 aggregierten Stichprobe. Hierbei steht neben der Beschreibung der Verteilung der Variablen primär die Ableitung von Vermutungen zur funktionalen Form und deren sachlogische Begründung im Vordergrund.

Im zweiten Schritt wird eine Preisindexreihe auf Basis des TD-Ansatzes geschätzt. Hierbei folgt zunächst eine *zweistufige Modellwahl*. Die *erste Stufe* dient der *Wahl der funktionalen Form*. Hierzu wird eine Menge alternativer Maximalmodelle geschätzt, die alle potenziell relevanten Variablen einbeziehen und sich primär in der funktionalen Form unterscheiden. Diese werden anhand üblicher Modellwahlkriterien analysiert und das Maximalmodell mit der besten funktionalen Form selektiert. Die *zweite Stufe* dient primär der *Wahl der Variablen*. Hierzu wird das Maximalmodell mit

der besten funktionalen Form daraufhin untersucht, ob durch Erweiterung um sachlogisch begründbare Interaktionen und/oder durch Reduktion der Anzahl Variablen eine Verbesserung erzielbar ist oder nicht.<sup>1</sup> Das resultierende Modell wird im Folgenden als *finale Modell* bezeichnet und dient als Grundlage zur Ableitung einer Preisindexreihe gemäß dem TD-Ansatz.

Die Ergebnisse der Modellwahl beim TD-Ansatz werden in den weiteren Schritten für die Schätzung einer Preisindexreihe auf Basis des TA- und RW-Ansatzes übernommen. Dies ist möglich, da alle drei Ansätze Varianten des SP-Ansatzes darstellen, die sich von diesem und untereinander nur im Ausmaß der Vernachlässigung der Interaktion zwischen den Zeit-Dummy-Variablen und den anderen unabhängigen Variablen unterscheiden.<sup>2</sup> Andererseits ist dies sinnvoll, da beim TD-Ansatz die maximale Teststärke erzielt wird, die zumindest beim TA-Ansatz stark eingeschränkt sein dürfte. Mit anderen Worten: Variablen, die sich beim TD-Ansatz als signifikant erwiesen, sind beim RW- und TA-Ansatz im Modell zu belassen, auch dann, wenn sich diese mangels Teststärke als nicht signifikant und/oder deren Koeffizienten mit einem falschen Vorzeichen ergeben sollten. Deren Vernachlässigung würde sonst zur Verzerrung anderer Koeffizienten und damit insbesondere der zur Preisindexermittlung relevanten Koeffizienten der Zeit-Dummy-Variablen führen.

In diesem Sinne dient das finale Modell der Modellwahl beim TD-Ansatz auch als Grundlage zur Ermittlung von Preisindexreihen nach dem TA- und RW-Ansatz. Der Unterschied zum TD-Ansatz besteht nur darin, dass beim TA- und RW-Ansatz das finale Modell für einzelne Teilstichproben geschätzt wird und unter Umständen gegenüber dem TD-Ansatz weitere Kategorien aufgrund unzureichender Belegung auszuschließen sind.

Abschließend folgt eine Zusammenfassung wesentlicher Ergebnisse sowie ein Vergleich der drei Preisindexreihen zur Evaluation der zeitlichen

---

<sup>1</sup>Bei der Wahl der Variablen empfiehlt es sich, allgemein von einem umfangreichen Modell auszugehen, da die Einbeziehung irrelevanter Variablen zu ineffizienten, aber unverzerrten Schätzungen und damit aussagekräftigen Hypothesentests, jedoch die Vernachlässigung relevanter Variablen zu ineffizienten und verzerrten Schätzungen und damit nicht aussagekräftigen Hypothesentests führt. Sie hierzu im Detail u. a. VON AUER 2016, S. 299 ff. und FAHRMEIR/KNEIB/LANG 2009, S. 167 ff..

<sup>2</sup>Vgl. hierzu u. a. VON AUER 2016, S. 361 ff. und WOOLDRIDGE 2013, S. 448 ff..

Variabilität der Koeffizienten. Damit ist die Vorgehensweise in den folgenden Kapiteln hinreichend beschrieben. Bevor nun im Einzelnen auf die Schätzung der Preisindexreihen eingegangen wird, werden hier an zentraler Stelle noch einige ausgewählte Aspekte der späteren Analyse erläutert. Dies umfasst im Rahmen der Modellwahl herangezogene Modellwahlkriterien, das verwendete Kriterium zur Identifikation einflussreicher Ausreißer, die Verwendung robuster Standardfehler und Besonderheiten bei der Interpretation und Arbeit mit log-log-Modellen.

**Modellwahlkriterien** Das Ziel der späteren Modellwahl ist die Selektion des am besten zur Prognose der abhängigen Variable geeigneten Modells. In der Literatur werden hierzu vor allem zwei Kriterien empfohlen, die kurz eingeführt und hinsichtlich ihrer Interpretation und Anwendung erläutert werden.<sup>3</sup> Eines dieser Kriterien ist das Informationskriterium  $AIC_j$  nach AKAIKE 1973. Dessen Definition und Anwendung zur Modellwahl ist im Rahmen der multiplen linearen Regression unter der klassischen Annahme normal verteilter Fehler wie folgt formal darstellbar<sup>4</sup>:

$$\min_j \{AIC_j\} = \min_j \{N \cdot \ln(RSS_j/N) + 2 \cdot K_j + \ln(2\pi) + 1\} \quad (4.1)$$

$$\Leftrightarrow \min_j \{N \cdot \ln(RSS_j/N) + 2 \cdot K_j\} \quad (4.2)$$

$$\Leftrightarrow \min_j \{\ln(RSS_j/N) + 2 \cdot (K_j/N)\} \quad (4.3)$$

Das beste Modell  $j$  ist jenes, welches  $AIC_j$  minimiert. Dabei bezeichnet  $N$  den Stichprobenumfang,  $K_j$  die Anzahl der Parameter und  $RSS_j = \sum_{i=1}^N (y_i - \hat{y}_{i,j})^2 = \sum_{i=1}^N \hat{\varepsilon}_{i,j}^2$  die Quadratsumme der Residuen  $\hat{\varepsilon}_{i,j}$  des Modells  $j$  mit den beobachteten Ausprägungen  $y_i$  und den Schätzwerten  $\hat{y}_{i,j}$  der abhängigen Variable. Gleichung (4.1) entspricht der exakten Definition, während Gleichung (4.2) und (4.3) den in Lehrbüchern üblichen Darstellungen entsprechen, die gegenüber der exakten Definition für die Modellwahl irrelevante Konstanten vernachlässigen.

<sup>3</sup>Für einen Überblick zur Modellwahl und üblichen Modellwahlkriterien sei neben der im Folgenden angeführten Literatur auf Lehrbücher wie CLARKE/FOKOUÉ/ZHANG 2009, S. 569 ff., JAMES et al. 2013, S. 203 ff., HASTIE/TIBSHIRANI/FRIEDMAN 2009, S. 219 ff., VON AUER 2016, S. 312 ff., HACKL 2013, S. 78 ff., FAHRMEIR/KNEIB/LANG 2009, S. 159 ff., WEISBERG 2005, S. 217 ff. oder FOX 2008, S. 608 ff. verwiesen.

<sup>4</sup>Vgl. BURNHAM/ANDERSON 2004, VON AUER 2016, S. 315 und HACKL 2013, S. 83.

Die Definition von  $AIC_j$  verdeutlicht, dass beim Vergleich von Modellen mit identischer Anzahl Parameter ( $K_j = K$ ) die Minimierung von  $AIC_j$  äquivalent zur Minimierung von  $RS\hat{S}_j$  und damit äquivalent zur Maximierung des Bestimmtheitsmaßes  $R_j^2$  ist. Der Vorteil von  $AIC_j$  ist, dass sich  $AIC_j$  auch zum Vergleich von Modellen mit unterschiedlicher Anzahl Parameter  $K_j$  eignet, da über den Strafterm ( $2K_j$ ) eine Überanpassung an die Stichprobe vermieden wird. Darüber hinaus eignet sich  $AIC_j$  im Vergleich zum klassischen F-Test auch zum Vergleich nicht geschachtelter Modelle. Allerdings eignen sich alle genannten Kriterien nur zum direkten Vergleich von Modellen mit identischer abhängiger Variable und konstantem Term bei identischer Stichprobe.<sup>5</sup> Ein Nachteil von  $AIC_j$  besteht darin, dass  $AIC_j$  für  $N/K_j \leq 40$  zur Überanpassung an die Stichprobe neigt. In diesem Fall wird das korrigierte Kriterium  $AIC_j^*$  empfohlen.<sup>6</sup>

$$\min_j \{AIC_j^*\} = \min_j \left\{ AIC_j + \frac{2K_j(K_j - 1)}{N - K_j - 1} \right\} \quad (4.4)$$

Aufgrund  $\lim_{N \rightarrow \infty} AIC_j^* = AIC_j$  empfehlen einige Autoren, stets das korrigierte Kriterium  $AIC_j^*$  zu verwenden.<sup>7</sup> Dieser Empfehlung wird im Rahmen der späteren Modellwahl gefolgt und letztlich  $AIC_j^*$  als Kriterium herangezogen.

Ergänzend zum Kriterium  $AIC_j^*$  wird zur Modellwahl der auf Basis der Leave-One-Out-Kreuzvalidierung geschätzte mittlere Prognosefehler ( $CV_j$ ) als Kriterium herangezogen, dessen Definition und Anwendung zunächst wie folgt darstellbar ist<sup>8</sup>:

$$\min_j \{CV_j\} = \min_j \left\{ \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (y_i - \hat{y}_{i(i),j})^2 \right\} \quad (4.5)$$

Dabei bezeichnet  $\hat{y}_{i(i),j}$  den Schätzwert der abhängigen Variable  $y$  für die Beobachtung  $i$  des Modells  $j$ , das auf Basis der Stichprobe unter Ausschluss der Beobachtung  $i$  geschätzt wurde. Entsprechend wird evaluiert, wie gut das Modell jeweils geeignet ist, die abhängige Variable der Beobachtung  $i$  zu

<sup>5</sup>Vgl. VON AUER 2016, S. 312 ff.

<sup>6</sup>Vgl. SUGIURA 1978 und HURVICH/TSAI 1991.

<sup>7</sup>Vgl. BURNHAM/ANDERSON 2004.

<sup>8</sup>Vgl. ALLEN 1971 und STONE 1974.

prognostizieren, wenn diese nicht in die Schätzung des Modells einbezogen wurde. Allgemein ist zur Berechnung von  $CV_j$  das Modell  $j$  für jede Beobachtung  $i = 1, \dots, N$  wiederholt auf Basis der jeweils unter Ausschluss der Beobachtung  $i$  resultierenden Stichprobe zu schätzen und damit die Berechnung für viele statistische Prognoseverfahren sehr aufwendig. Eine Ausnahme hiervon ist die multiple lineare Regression, bei der  $CV_j$  einfach aus den Residuen ( $\hat{\varepsilon}_{i,j}$ ) und Hebelwerten ( $h_{i,j}$ ) der Beobachtungen  $i = 1, \dots, N$  des auf Basis der gesamten Stichprobe geschätzten Modells  $j$  wie folgt ermittelt werden kann<sup>9</sup>:

$$CV_j = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left( \frac{\hat{\varepsilon}_{i,j}}{1 - h_{i,j}} \right)^2 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left( \frac{y_i - \hat{y}_{i,j}}{1 - h_{i,j}} \right)^2 \quad (4.6)$$

Prinzipiell gilt: Je größer der Hebelwert  $h_i$ , desto stärker weichen die Ausprägungen der Beobachtung  $i$  in den metrischen unabhängigen Variablen von deren Zentrum ab und desto größer ist der Einfluss der Beobachtung  $i$  auf die Schätzwerte  $\hat{y}_{i,j}$ . Dabei sind die Hebelwerte auf folgenden Wertebereich beschränkt und deren Mittelwert entspricht dem Verhältnis der Anzahl Parameter  $K_j$  zum Umfang der Stichprobe  $N$ .<sup>10</sup>

$$1/N \leq h_{i,j} \leq 1 \quad \text{mit} \quad \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N h_{i,j} = \frac{K_j}{N} \quad (4.7)$$

Es lässt sich zeigen, dass  $AIC_j$  und damit  $AIC_j^*$  asymptotisch äquivalent sind zu  $CV_j$ .<sup>11</sup> Für die Anwendung bedeutet dies, dass  $CV_j$  und  $AIC_j^*$  entweder zum selben Modell führen oder  $CV_j$  zu einem Modell mit geringerer Anzahl Parameter führt. Letzteres wäre ein Indiz dafür, dass  $AIC_j^*$  zur Überanpassung an die Stichprobe führt. Dies ist darin begründet, dass  $CV_j$  eine direkte Schätzung des Prognosefehlers und damit zugleich ein Kriterium zur Evaluation der Modellwahl darstellt. Der Vorteil von  $AIC_j$  und  $AIC_j^*$  besteht gerade darin, dass diese asymptotisch äquivalent zu  $CV_j$  und im Vergleich dazu (mit Ausnahme bei der multiplen linearen

<sup>9</sup>Vgl. ALLEN 1971 und STONE 1974.

<sup>10</sup>Vgl. FOX 2008, S. 244 ff.; WEISBERG 2005, S. 169f.; COHEN et al. 2003, S. 394 ff. oder auch FAHRMEIR/KNEIB/LANG 2009, S. 177 f..

<sup>11</sup>Vgl. STONE 1977 und SHAO 1993.

Regression) mit geringerem Aufwand berechenbar sind. JAMES et al. 2013 formulieren dies abschließend wie folgt:

„As an alternative [...], we can directly estimate the test error using [...] cross-validation methods [...]. We can compute [...] the cross-validation error for each model under consideration, and then select the model for which the resulting estimated test error is smallest. This procedure has an advantage relative to AIC [...], in that it provides a direct estimate of the test error, and makes fewer assumptions about the true underlying model. [...] In the past, performing cross-validation was computationally prohibitive [...] and so AIC, [...], were more attractive approaches for choosing among a set of models. However, nowadays with fast computers, the computations required to perform cross-validation are hardly ever an issue. Thus, cross-validation is a very attractive approach for selecting from among a number of models under consideration.“ (JAMES et al. 2013, S. 213)

**Einflussreiche Ausreißer** Auf der zweiten Stufe der Modellwahl wird das Maximalmodell mit der besten funktionalen Form vor und nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer weitergehend untersucht. Letztlich wird das finale Modell nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer als Grundlage für die Ermittlung der Preisindexreihen herangezogen. Ausreißer sind Beobachtungen mit einem hohen absoluten Betrag des Residuums. Dies ist, bei korrekter Spezifikation des Modells, konsistent zur Definition von Transaktionen, die gemäß § 7 ImmoWertV durch ungewöhnliche oder persönliche Verhältnisse beeinflusst wurden. Diese sind aus Effizienzgründen nur auszuschließen, wenn diese zugleich einen hohen Einfluss auf die geschätzten Koeffizienten aufweisen, andernfalls hätte deren Ausschluss keinen Effekt, außer einer Reduktion der Stichprobe und damit der Präzision der Schätzungen. Ein Maß für den Einfluss sind die bereits eingeführten Hebelwerte. Die Identifikation einflussreicher Ausreißer erfolgt im Rahmen der späteren Analyse auf Basis des folgenden in der Literatur hierzu üblichen Kriteriums<sup>12</sup>:

$$|DFFITs_i| = \hat{\varepsilon}_{ti} \cdot \sqrt{h_i/(1 - h_i)} > 2 \cdot \sqrt{K/N} \quad (4.8)$$

Dabei bezeichnet  $\hat{\varepsilon}_{ti}$  das studentisierte Residuum und  $h_i$  den Hebelwert der Beobachtung  $i = 1, \dots, N$  des auf Basis des Modells bei einem Stichprobenumfang  $N$  geschätzten Modells mit einer Anzahl von  $K$  Parametern. Der Grenzwert  $2 \cdot (K/N)^{0.5}$  berücksichtigt, dass  $|DFFITs_i|$  mit zunehmender

<sup>12</sup>Vgl. BESLEY/KUH/WELSCH 1980, S. 15 und 28.



Anzahl Parameter  $K$  steigt und mit zunehmendem Umfang der Stichprobe  $N$  sinkt. Die studentisierten Residuen sind hierbei allgemein wie folgt definiert:

$$\hat{\varepsilon}_{ti} = \frac{\hat{\varepsilon}_i}{RSE_{(i)} \cdot \sqrt{1 - h_i}} \quad (4.9)$$

Dabei bezeichnen  $\hat{\varepsilon}_i = y_i - \hat{y}_i$  das Residuum und  $h_i$  den Hebelwert der Beobachtungen  $i = 1, \dots, N$  des auf Basis der Stichprobe vom Umfang  $N$  geschätzten Modells mit einer Anzahl von  $K$  Koeffizienten (inklusive dem konstanten Term) und

$$RSE_{(i)} = \left( \frac{1}{N - K} \sum_{i=1}^N \left( \frac{\hat{\varepsilon}_i}{1 - h_i} \right)^2 \right)^{0.5} \quad (4.10)$$

den auf Basis der Leave-One-Out-Kreuzvalidierung geschätzten Standardfehler des Modells.<sup>13</sup> Dieser sollte nicht mit dem auf Basis der originären Residuen geschätzten Standardfehler des Modells

$$RSE = \left( \frac{1}{N - K} \sum_{i=1}^N \hat{\varepsilon}_i^2 \right)^{0.5} \quad (4.11)$$

verwechselt werden. Zudem sei darauf hingewiesen, dass im Rahmen der späteren Diagnostik zum finalen Modell, wie in der Literatur empfohlen, nicht die originären Residuen sondern die studentisierten Residuen gemäß Gleichung (4.10) herangezogen werden.<sup>14</sup>

**Robuste Standardfehler** An späterer Stelle wird sachlogisch begründet, dass im Wiederverkauf ab einem bestimmten Baualter mit einer zunehmenden Streuung der Fehler (Heteroskedastizität) zu rechnen ist. Dies führt zwar nicht zu verzerrten Schätzungen der Koeffizienten, allerdings werden deren Standardfehler unterschätzt, sodass auf diesen beruhende

<sup>13</sup>Für einen detaillierten Überblick über DFFITS sowie über Maße für den lokalen Einfluss auf einzelne Koeffizienten und andere Kenngrößen der Regressionsdiagnostik sei u. a. auf BESLEY/KUH/WELSCH 1980, RYAN 1997, COHEN et al. 2003, WEISBERG 2005 und FOX 2008 verwiesen.

<sup>14</sup>Vgl. hierzu u. a. FOX 2008, S. 246 f. und 269; WEISBERG 2005, S. 105 f. oder auch FAHRMEIR/KNEIB/LANG 2009, S. 108 ff.

Hypothesentests nicht aussagekräftig sind. Um dies zu vermeiden, werden bei der späteren Analyse in der Literatur empfohlene robuste Standardfehler herangezogen.<sup>15</sup> Für einen kurzen Überblick über übliche robuste Standardfehler ist zunächst von der geschätzten Kovarianzmatrix

$$\hat{\mathbf{V}} = (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}'\hat{\mathbf{W}}\mathbf{X} (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} \quad (4.12)$$

der Koeffizienten auszugehen, wobei  $\mathbf{X}$  der Designmatrix und  $\hat{\mathbf{W}}$  einer Diagonalmatrix

$$\hat{\mathbf{W}} = \text{diag}(\hat{w}_1, \dots, \hat{w}_N) \quad (4.13)$$

entspricht. Unter der Annahme homoskedastischer Fehler sind die Diagonalelemente ( $\hat{w}_i$ ) konstant und entsprechen der Varianz der Fehler, wobei zur Schätzung letzterer die auf Basis der Quadratsumme der Residuen geschätzte Varianz der Fehler ( $RSE^2$ ) herangezogen wird:

$$\hat{w}_i = RSE^2 = \text{const.} \quad \text{mit} \quad RSE^2 = \frac{1}{N-K} \sum_{i=1}^N \hat{\varepsilon}_i^2 \quad (4.14)$$

In der Literatur werden vor allem fünf alternative robuster Standardfehler (HC0, HC1, ..., HC4) diskutiert, die zur Korrektur bei heteroskedastischen Fehlern vorschlagen, für  $\hat{w}_i$  das quadrierte Residuum  $\hat{\varepsilon}_i^2$  oder eine Transformation  $T(\hat{\varepsilon}_i^2)$  dessen anzusetzen:

$$HC0: \quad w_i = \hat{\varepsilon}_i^2 \quad (4.15)$$

$$HC1: \quad w_i = \hat{\varepsilon}_i^2 \cdot N \cdot (N-K)^{-1} \quad (4.16)$$

$$HC2: \quad w_i = \hat{\varepsilon}_i^2 \cdot (1 - h_i)^{-1} \quad (4.17)$$

$$HC3: \quad w_i = \hat{\varepsilon}_i^2 \cdot (1 - h_i)^{-2} \quad (4.18)$$

$$HC4: \quad w_i = \hat{\varepsilon}_i^2 \cdot (1 - h_i)^{-\delta_i} \quad (\delta_i = \min\{4, h_i/\bar{h}\}) \quad (4.19)$$

Der Typ HC0 ist historisch der erste Vorschlag einer Korrektur und geht auf EICKER 1963 und 1967, HUBER 1967 und WHITE 1980 zurück. Dieser ist jedoch nur asymptotisch gültig und weist bei kleinen Stichproben schlechte Eigenschaften auf. Deshalb schlugen MACKINNON/WHITE 1985

<sup>15</sup>Für einen historischen Überblick über die Entwicklung sowie den aktuellen Stand der Forschung zu robusten Hypothesentests bei Heteroskedastizität sei auf MACKINNON 2013 verwiesen.

die Alternativen (HC1 bis HC3) und CRIBARI-NETO 2004 die Alternative HC4 vor, die auch bei kleinen Stichproben geeignet sind. LONG/ERVIN 2000 untersuchte die Eigenschaften von HC1 bis HC3 im Vergleich zu HC0 und den klassischen Standardfehlern in Abhängigkeit vom Stichprobenumfang auf Basis einer Simulation und fassen die Ergebnisse wie folgt zusammen:

„In the presence of heteroscedasticity, ordinary least squares (OLS) estimates are unbiased, but the usual tests of significance are generally inappropriate and their use can lead to incorrect inferences. Tests based on a heteroscedasticity consistent covariance matrix (HCCM), however, are consistent even in the presence of heteroscedasticity of an unknown form. Most applications that use a HCCM appear to rely on the asymptotic version known als HC0. Our Monte Carlo simulations show that HC0 often results in incorrect inferences when  $N \leq 250$ , while three relatively unknown, small sample versions of the HCCM, and especially a version known as HC3, work well even for  $N$ 's as small as 25. We recommend that: (1) data analysts should correct for heteroscedasticity using a HCCM whenever there is reason to suspect heteroscedasticity; (2) the decision to use HCCM-based tests should not be determined by a screening test for heteroscedasticity; and (3) when  $N \leq 250$ , the HCCM known as HC3 should be used.“ (LONG/ERVIN 2000)

Asymptotisch sind HC0 bis HC4 äquivalent. Bereits ab  $N > 500$  führen alle vier Alternativen zu identischen Ergebnissen. Bei kleinen Stichproben ( $N < 250$ ) ist HC3 oder HC4 zu bevorzugen, sodass insgesamt auch standardmäßig beim Vorliegen von Heteroskedastizität HC3 oder HC4 herangezogen werden kann.<sup>16</sup> Im Rahmen dieser Arbeit werden deshalb beim Wiederverkauf von Einfamilienhäusern und Wohnungen korrigierte Standardfehler vom Typ HC3 herangezogen.<sup>17</sup>

**log-log-Modelle** Die spätere Modellwahl führt stets zu log-log-Modellen als zur Prognose am besten geeignete funktionale Form. Dabei sind durch die Logarithmierung des Kaufpreises Korrekturen zur korrekten Interpretation der Koeffizienten der Dummy-Variablen sowie zur Ableitung von Schätzfunktionen für den Kaufpreis erforderlich, die hier kurz erläutert

<sup>16</sup>Vgl. LONG/ERVIN 2000 und CRIBARI-NETO 2004.

<sup>17</sup>Die Berechnung korrigierter Standardfehler vom Typ HC3 erfolgt hierbei auf Basis des Paketes `sandwich` in GNU R. Hierzu sei neben der offiziellen Dokumentation des Paketes unter <https://CRAN.R-project.org/package=sandwich> insbesondere auch auf ZEILEIS 2004 verwiesen.

werden. Die später zur Preisindexermittlung geschätzten Modelle lassen sich zunächst wie folgt verallgemeinern:

$$\ln(\widehat{KP}) = \hat{b}_0 + \sum_{k=1}^K \hat{b}_k \cdot \ln(x_k) + \sum_{m=1}^M \sum_{j=1}^{J_m} \hat{c}_j \cdot D_j + \sum_{t=1}^T \hat{d}_t \cdot D_t \quad (4.20)$$

$$\text{mit } P = (K + \sum_{j=1}^{J_m} + T + 1) \quad \text{und} \quad RSE = \sum_{i=1}^N \frac{\hat{\varepsilon}_i^2}{N - P} \quad (4.21)$$

Dabei bezeichnet  $KP$  den Kaufpreis,  $x_k$  die metrischen unabhängigen Variablen,  $D_{mj}$  die Dummy-Variablen der Kategorie  $j$  der kategorialen Variable  $m$  und  $D_t$  die Dummy-Variable des Vertragsjahres  $t$ . Zudem bezeichnen  $\hat{b}_0$ ,  $\hat{b}_k$ ,  $\hat{c}_j$  und  $\hat{d}_t$  die geschätzten Parameter,  $\hat{\varepsilon}$  die Residuen,  $P$  die Anzahl der Parameter,  $N$  den Stichprobenumfang und  $RSE$  den geschätzten Standardfehler des Modells.

Die Interpretation der Koeffizienten der metrischen unabhängigen Variablen  $\hat{b}_k$  ist einfach, denn diese entsprechen gerade der partiellen Preiselastizität.

$$\frac{\partial \ln(KP)}{\partial \ln(x_k)} = \hat{b}_k = \frac{\partial KP / KP}{\partial x_k / x_k} \quad (4.22)$$

Entsprechend kann  $\hat{b}_k$  als Änderung von KP in % bei einer Steigerung von  $x_k$  um 1 % interpretiert werden. Die Koeffizienten der Dummy-Variablen sind jedoch nicht direkt interpretierbar. Hierzu werden bei späteren Zusammenfassungen der jeweiligen Modelle folgende Kenngrößen für die Dummy-Variablen  $D_{mj}$  bzw.  $D_t$  aus den jeweiligen Koeffizienten und deren geschätzten Standardfehlern (SE) berechnet und ausgewiesen:

$$\Delta_{0j}^m = [\exp(\hat{c}_{mj} - 0.5 \cdot SE_{mj}^2) - 1] \cdot 100 [\%] \quad (4.23)$$

$$\Delta_{0t} = [\exp(\hat{d}_t - 0.5 \cdot SE_t^2) - 1] \cdot 100 [\%] \quad (4.24)$$

Unter der klassischen Annahme einer Normalverteilung der Fehler stellen  $\Delta_{0j}^m$  ( $\Delta_{0t}$ ) gemäß KENNEDY 1981 die besten unverzerrten Schätzer der prozentualen Änderung des Kaufpreises der Kategorie  $j$  (des Jahres  $t$ )

gegenüber der Referenzkategorie 0 (dem Referenzjahr 0) dar.<sup>18</sup> Besteht das Ziel lediglich in der Ermittlung von Preisindizes ( $IP_{0t}$ ) der Jahre  $t = 1, \dots, T$  im Vergleich zum Referenzjahr 0 (100%), dann würden sich diese aus den Schätzungen  $\Delta_{0t}$  wie folgt ergeben:

$$IP_{0t} = \begin{cases} 100 [\%] & , t = 0 \\ 100 + \Delta_{0t} [\%] & , t = 1, \dots, T \end{cases} \quad (4.25)$$

Analog sind Anpassungsfaktoren  $IQ_{0j}^m$  für jede einzelne Kategorie  $j = 1, \dots, J_m$  der kategorialen Variablen  $m = 1, \dots, M$  aus den Schätzungen  $\Delta_{0j}^m$  ermittelbar, die die Preisänderung der Kategorie  $j$  gegenüber der Referenzkategorie 0 (100%) wiedergeben.

$$IQ_{0j}^m = \begin{cases} 100 [\%] & , j = 0 \\ 100 + \Delta_{0j}^m [\%] & , j = 1, \dots, J_m \end{cases} \quad (4.26)$$

Auf Basis der Preisindizes ( $IP_{0t}$ ) und der Anpassungsfaktoren ( $IQ_{0j}^m$ ) kann nun kompakt die Ermittlung der Schätzfunktion für den Kaufpreis dargestellt werden. Letztere ergibt sich aus der Rücktransformation der Schätzfunktion von  $\ln(\text{KP})$  auf die ursprüngliche Skala. Hierbei ist jedoch ebenfalls auf eine Korrektur der Verzerrung zu achten. Gemäß NEYMAN/SCOTT 1960 ergibt sich die unter Annahme einer Normalverteilung der Fehler beste und unverzerrte Schätzung des Kaufpreises wie folgt<sup>19</sup>:

$$\widehat{KP} = \left( \alpha_0 \cdot \prod_{k=1}^K x_k^{\hat{b}_k} \right) \cdot \left( \prod_{m=1}^M IQ_{0j}^m \right) \cdot IP_{0t} \quad (4.27)$$

mit

$$\hat{\alpha}_0 = \exp(\hat{b}_0 + 0.5 \cdot RSE^2) \quad (4.28)$$

Dabei beinhaltet Gleichung (4.29), die von NEYMAN/SCOTT 1960 vorgeschlagene Korrektur der Verzerrung, wobei RSE den geschätzten Standardfehler des log-log-Modells bezeichnet. Es sei angemerkt, dass die drei Terme in Klammern der Gleichung (4.28) dem Grundsatz der modellkonformen

<sup>18</sup>Vgl. KENNEDY 1981 sowie darüber hinaus auch HALVORSEN/PALMQUIST 1980, GILES 1982, VAN GARDEREN/SHAH 2002 und GILES 2011.

<sup>19</sup>Vgl. hierzu NEYMAN/SCOTT 1960 sowie auch THÖNI 1969, DUAN 1983 und MILLER 1984.

Ermittlung des Vergleichswertes entsprechen: Der erste Term entspricht der Schätzfunktion des Referenzobjektes mit den jeweiligen Referenzkategorien der kategorialen Variablen bei gegebenen Ausprägungen in den metrischen unabhängigen Variablen. Der zweite Term entspricht der Anpassung für Abweichungen von den Eigenschaften des Referenzobjektes in den kategorialen Variablen und der dritte Term der zeitlichen Anpassung. Um zum Vergleichswert zu gelangen, wären ggf. zusätzlich besondere objektspezifische Merkmale (z.B. wirtschaftliche Überalterung, Bauschäden etc.) und eventuell eine weitere zeitliche Anpassung auf den Wertermittlungsstichtag erforderlich.

Sachverständige im Bereich der Wertermittlung bevorzugen häufig Modelle mit  $\ln(kp)$  statt  $\ln(KP)$  als abhängige Variable, wobei  $kp = KP/x_1$  und  $x_1$  die Wohnfläche bezeichnet. Es sei deshalb darauf hingewiesen, dass sich ein Modell mit  $\ln(kp)$  als abhängige Variable einfach aus einem Modell mit  $\ln(KP)$  als abhängige Variable wie folgt ermitteln lässt:

$$\ln(kp) = \ln(KP) - \ln(x_1) \quad (4.29)$$

$$= \widehat{\ln(KP)} - \ln(x_1) + \hat{\varepsilon} \quad (4.30)$$

$$= \widehat{\ln(KP)} - \hat{b}_1 \cdot \ln(x_1) + (\hat{b}_1 - 1) \cdot \ln(x_1) + \hat{\varepsilon} \quad (4.31)$$

$$= \widehat{\ln(kp)} + \hat{\varepsilon} \quad (4.32)$$

Es wird ersichtlich, dass in der Schätzfunktion für  $\ln(KP)$  letztlich nur der Koeffizient  $\hat{b}_1$  durch  $(\hat{b}_1 - 1)$  zu ersetzen ist, um eine Schätzfunktion für  $\ln(kp)$  zu erhalten. Alle anderen Koeffizienten und die Residuen  $\hat{\varepsilon}$  und damit die Standardfehler aller Koeffizienten bleiben unverändert. Lediglich das Bestimmtheitsmaß  $R^2$  und der F-Wert des Modells sinken, da durch die Normierung des Kaufpreises auf die Wohnfläche letztlich die Varianz der abhängigen Variable reduziert wird.

Damit sind wesentliche Aspekte und Kenngrößen bei der Schätzung der Regressionsmodelle und darauf basierenden Preisindexreihen hinreichend beschrieben, sodass nun im Folgenden die Ergebnisse der eigentlichen Analyse für Einfamilienhäuser im Wiederverkauf sowie Wohnungen im Wieder- und Erstverkauf beschrieben werden.

## 4.1 Einfamilienhäuser im Wiederverkauf

In diesem Abschnitt folgt die Schätzung von Preisindexreihen für Transaktionen von Einfamilienhäusern im Wiederverkauf, die im Stadtgebiet Karlsruhe von 2001 bis 2014 erfolgten. Ausgangsbasis ist eine kurze Deskription und Exploration, der über den Betrachtungszeitraum aggregierten Stichprobe (Unterabschnitt 4.1.1). Darauf aufbauend wird eine Preisindexreihe nach dem TD-Ansatz geschätzt (Unterabschnitt 4.1.2). Das finale Modell des TD-Ansatzes wird anschließend zur Schätzung je einer Preisindexreihe nach dem TA- (Unterabschnitt 4.1.3) und RW-Ansatz (Unterabschnitt 4.1.4) herangezogen. Abschließend werden wesentliche Ergebnisse zusammengefasst, die drei Preisindexreihen miteinander verglichen und hieraus Empfehlungen für die künftige Anwendung abgeleitet (Unterabschnitt 4.1.5).

### 4.1.1 Deskription und Exploration der Stichproben

Tabelle 4.1 gibt die Verteilung potenziell relevanter Variablen in der über den Betrachtungszeitraum aggregierten Stichprobe wieder.<sup>20,21</sup> Für metrische Variablen ist der Mittelwert (*mean*), die Standardabweichung (*sd*), das Minimum (*min*) und das Maximum (*max*) sowie für kategoriale Variablen die absolute (*N*) und relative Häufigkeit (*N%*) ausgewiesen. Ergänzend ist für potenziell unabhängige Variablen die gemäß Hypothese (*H*) vermutete Richtung des Effektes auf den Kaufpreis ausgewiesen.<sup>22</sup> Für kategoriale Variablen erfolgte dies relativ zur jeweiligen Referenzkategorie (0). Als Referenzkategorie wurde die Kategorie mit der maximalen Belegung festgelegt. Fehlende Werte wurden vollständig imputiert. Für detaillierte Informationen zur Behandlung fehlender Werte sei auf Unterabschnitt 3.5.1 verwiesen.

---

<sup>20</sup>Die Auswahl der Variablen orientierte sich an den zur Ermittlung der Normalherstellungskosten und damit des Sachwertes erforderlichen Variablen (vgl. Anlage 7 WertR 2006; Anlage 1 SW-RL).

<sup>21</sup>Die Anzahl der Vollgeschosse wurde in eine binäre kategoriale Variable umgewandelt, da nahezu ausschließlich Gebäude mit 1 oder 2 Vollgeschossen vorlagen.

<sup>22</sup>Die Ableitung der Hypothesen folgt der Logik des Sachwertes: Variablen, die (*ceteris paribus*) einen positiven (negativen) Effekt auf den Sachwert aufweisen, begründen einen positiven (negativen) Effekt auf den Kaufpreis im Wiederverkauf.

**Tabelle 4.1:** Verteilung der Variablen in der aggregierten Stichprobe für Einfamilienhäuser im Wiederverkauf von 2001 bis 2014

Variable	H	Variable	N	N%	H	Variable	N	N%	H
<i>KP (Kaufpreis [1000 €])</i>		<i>ST (Stellung)</i>				<i>AQ (Ausstattung)</i>			
mean	337	0: Kopfhaut	802	37%	0	0: mittel	1425	65%	0
sd	150	1: freistehend	645	30%	+	1: einfach	242	11%	-
min	79	2: Mittelhaus	733	34%	-	2: gehoben	510	23%	+
max	1850	<i>VG (Vollgeschosse)</i>				3: stark gehoben	3	0%	++
<i>WF (Wohnfläche [m<sup>2</sup>])</i>	+	0: 2 Vollgeschosse	1405	64%	0	<i>VJ (Vertragsjahr)</i>			
mean	146	1: 1 Vollgeschoss	775	36%	-	00: 2001	146	7%	
sd	47	<i>DF (Dachform)</i>				01: 2002	147	7%	
min	50	0: DG ausgebaut	1539	71%	0	02: 2003	179	8%	
max	598	1: Flachdach	201	9%	++	03: 2004	143	7%	
<i>GF (Grundstücksfl. [m<sup>2</sup>])</i>	+	2: DG unausgebaut	440	20%	+	04: 2005	147	7%	
mean	430	<i>KG (Unterkellerung)</i>				05: 2006	151	7%	
sd	332	0: ja	2114	97%	0	06: 2007	120	6%	
min	21	1: nein	66	3%	-	07: 2008	189	9%	
max	8129	<i>LQ (Lagequalität)</i>				08: 2009	144	7%	
<i>BA (Baualter [Jahre])</i>	-	0: mittel	874	40%	0	09: 2010	178	8%	
mean	41	1: mäßig	145	7%	-	10: 2011	173	8%	
sd	27	2: gut	866	40%	+	11: 2012	146	7%	
min	2	3: sehr gut	295	14%	++	12: 2013	163	7%	
max	223					13: 2014	151	7%	
		Σ	2180	100%		Σ	2180	100%	

**Metrische Variablen** Die Variablen *Kaufpreis (KP)*, *Wohnfläche (WF)*, *Grundstücksfläche (GF)* und *Baualter (BA)* weisen ausschließlich positive Ausprägungen auf, sind nach unten beschränkt und nach oben unbeschränkt, sodass deren Verteilung eine mehr oder weniger deutliche Schiefe nach rechts aufweist. Die Schiefe der Verteilung einer metrischen Variable  $x$  mit ausschließlich positiven Ausprägungen kann durch folgende Klasse von Transformationen korrigiert werden:

$$T(x, \lambda) = \begin{cases} (x^\lambda - 1)/\lambda & , \lambda \neq 0, x > 0 \\ \ln(x) & , \lambda = 0, x > 0 \end{cases} \quad (4.33)$$

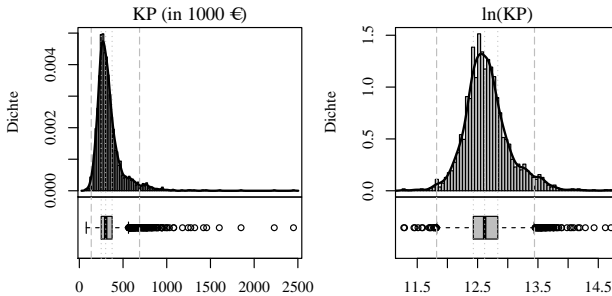
Die Korrektur einer Schiefe nach rechts (links) erfolgt für  $\lambda < 1$  ( $\lambda > 1$ ). Eine Transformation zur Korrektur der Schiefe bietet sich allgemein an, um extreme Ausreißer zu identifizieren. Insbesondere extreme Ausreißer nach unten (oben) blieben sonst bei einer Schiefe nach rechts (links) unentdeckt. Andererseits ist eine Transformation im Rahmen der Regression häufig erforderlich, da die abhängige Variable zumindest näherungsweise normal (symmetrisch) verteilt sein sollte.<sup>23</sup>

<sup>23</sup>Vgl. BOX/COX 1964; WEISBERG 2005, S. 147 ff.; FOX 2008, S. 50 ff.; FOX/WEISBERG 2011, S. 126 ff. und FAHRMEIR et al. 2016, S. 469.



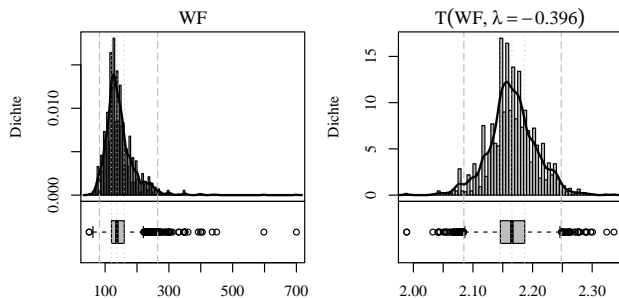
Die abhängige Variable in der späteren Regression ist der Kaufpreis  $KP$  oder eine Transformation  $T(KP)$  dessen. Die optimale Transformation zur Korrektur der Schiefe ermöglicht jedoch in der Regel keine sinnvolle Interpretation der Koeffizienten. Es bietet sich der natürliche Logarithmus des Kaufpreises  $\ln(KP)$  als abhängige Variable an. Dieser ermöglicht eine sinnvolle Interpretation der Koeffizienten und korrigiert die Schiefe der Verteilung zumindest in die erforderliche Richtung.

Abbildung 4.2 gibt die Verteilung von  $KP$  und  $\ln(KP)$  durch je ein Histogramm sowie einen Boxplot wieder und verdeutlicht die Wirkung der Transformation. Die Bandbreite der Kaufpreise reicht von minimal 79 000 bis maximal rund 1 850 000 €. 25 % (75 %) der Fälle weisen Kaufpreise kleiner (über) 250 000 € (375 000 €) auf. Der Median liegt bei rund 300 000 €. Nach der Transformation ergeben sich Fälle mit Kaufpreisen unter (über) 140 000 € (690 000 €) als Ausreißer.



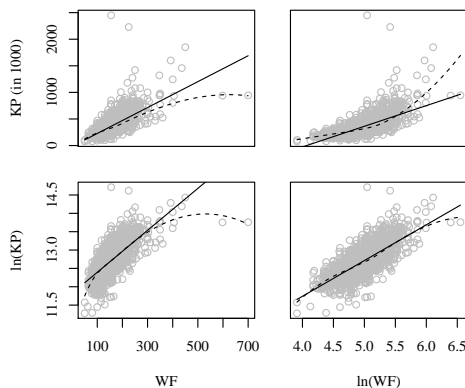
**Abbildung 4.2:** Verteilung des Kaufpreises für Einfamilienhäuser im Wiederverkauf von 2001 bis 2014

Abbildung 4.3 gibt die Verteilung der *Wohnfläche* ( $WF$ ) sowie der optimalen Transformation  $T(WF)$  wieder. Die Bandbreite der Wohnfläche reicht von minimal 50 bis maximal 598  $m^2$ . 25 % (75 %) der Fälle weisen eine Wohnfläche kleiner 120  $m^2$  (160  $m^2$ ) auf. Der Median liegt bei rund 140  $m^2$ . Nach der Transformation ergeben sich Fälle mit einer Wohnfläche kleiner (größer) 80  $m^2$  (265  $m^2$ ) als Ausreißer. Diese können zur Verzerrung des entsprechenden Koeffizienten führen und sind auf ihren Einfluss dahingehend im Rahmen der Regression zu prüfen und ggf. im Nachgang auszuschließen.



**Abbildung 4.3:** Verteilung der Wohnfläche für Einfamilienhäuser im Wiederverkauf von 2001 bis 2014

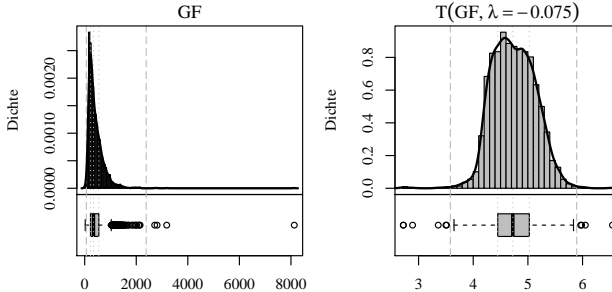
Hinsichtlich des Effektes der Wohnfläche auf den Kaufpreis ist anzunehmen, dass eine höhere Wohnfläche (*ceteris paribus*) zu höheren Kosten bei Herstellung und damit höheren Kaufpreisen bei Wiederverkauf führt. Zudem sind mit steigender Wohnfläche abnehmende Grenzkosten bei Herstellung und damit abnehmende Grenzerträge bei Wiederverkauf denkbar plausibel. Letzteres begründet die Annahme eines log-log-Modells als funktionale Form des Zusammenhangs zwischen Wohnfläche und Kaufpreis.



**Abbildung 4.4:** Streudiagramm des Kaufpreises gegen die Wohnfläche für Einfamilienhäuser im Wiederverkauf von 2001 bis 2014

Abbildung 4.4 gibt die Streudiagramme von  $KP$  und  $\ln(KP)$  gegen  $WF$  und  $\ln(WF)$  wieder. Ergänzend ist die jeweilige Regressionsgerade sowie eine LOESS-Kurve zweiten Grades abgetragen. Es wird ersichtlich, dass das log-log-Modell den Zusammenhang am besten beschreibt und ein Polynom höherer Ordnung nicht angemessen ist. Eine abschließende Evaluation der funktionalen Form ist jedoch erst im Rahmen der multiplen Regression möglich, da nur hier der Einfluss aller anderen unabhängigen Variablen gleichzeitig kontrolliert wird.

Abbildung 4.5 gibt die Verteilung der *Grundstücksfläche* ( $GF$ ) sowie der optimalen Transformation  $T(GF)$  wieder. Die Bandbreite der Grundstücksfläche reicht von minimal 21 bis maximal 8 129  $m^2$ . 25 % (75 %) der Fälle weisen eine Grundstücksfläche kleiner 220  $m^2$  (550  $m^2$ ) auf. Der Median liegt bei rund 340  $m^2$ . Nach der Transformation ergeben sich Fälle mit einer Grundstücksfläche unter (über) 65  $m^2$  (2 385  $m^2$ ) als Ausreißer. Diese können zur Verzerrung des entsprechenden Koeffizienten führen und sind auf ihren Einfluss dahingehend im Rahmen der Regression zu prüfen und ggf. im Nachgang auszuschließen.

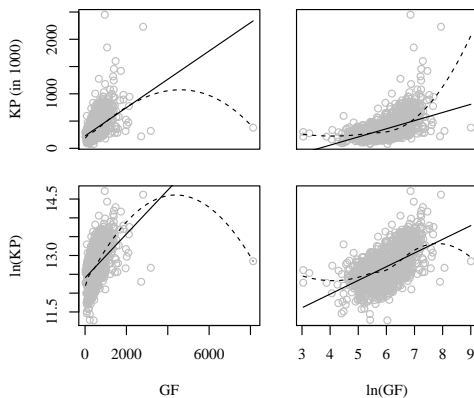


**Abbildung 4.5:** Verteilung der Grundstücksfläche für Einfamilienhäuser im Wiederverkauf von 2001 bis 2014

Hinsichtlich des Effektes der Grundstücksfläche auf den Kaufpreis ist anzunehmen, dass eine höhere Grundstücksfläche (*ceteris paribus*) zu höheren Kosten bei Herstellung und damit höheren Kaufpreisen bei Wiederverkauf führt. Zudem sind mit steigender Grundstücksfläche abnehmende Grenzkosten bei Herstellung und damit abnehmende Grenzerträge bei Wiederverkauf denkbar plausibel. Letzteres begründet die Annahme ei-

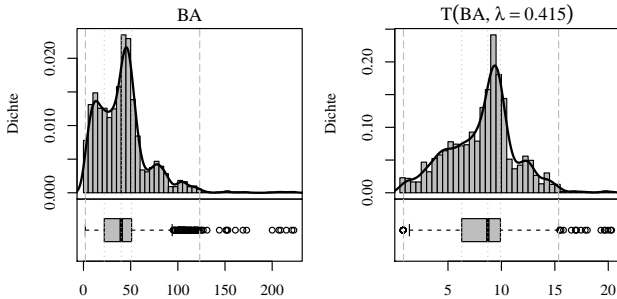
nes log-log-Modells als funktionale Form des Zusammenhangs zwischen Grundstücksfläche und Kaufpreis.

Abbildung 4.6 gibt die Streudiagramme von  $KP$  und  $\ln(KP)$  gegen  $GF$  und  $\ln(GF)$  wieder. Ergänzend ist die jeweilige Regressionsgerade sowie eine LOESS-Kurve zweiten Grades abgetragen. Es wird ersichtlich, dass das log-log-Modell den Zusammenhang am besten beschreibt und ein Polynom höherer Ordnung zur Überanpassung an die Stichprobe infolge einzelner Ausreißer führt. Eine abschließende Evaluation der funktionalen Form ist jedoch erst im Rahmen der multiplen Regression möglich, da nur hier der Einfluss aller anderen unabhängigen Variablen gleichzeitig kontrolliert wird.



**Abbildung 4.6:** Streudiagramm des Kaufpreises gegen die Grundstücksfläche für Einfamilienhäuser im Wiederverkauf von 2001 bis 2014

Abbildung 4.7 gibt die Verteilung des *Baualters* ( $BA$ ) sowie der optimalen Transformation  $T(BA)$  wieder. Die Bandbreite des Baualters reicht von minimal 2 bis maximal 223 Jahre. 25% (75%) der Fälle weisen ein Baualter kleiner 20 Jahre (50 Jahre) auf. Der Median liegt bei rund 40 Jahren. Nach der Transformation ergeben sich Fälle mit einem Baualter größer 123 Jahre als Ausreißer. Diese können zur Verzerrung des entsprechenden Koeffizienten führen und sind auf ihren Einfluss dahingehend im Rahmen der Regression zu prüfen und ggf. im Nachgang auszuschließen.



**Abbildung 4.7:** Verteilung des Baualters für Einfamilienhäuser im Wiederverkauf von 2001 bis 2014

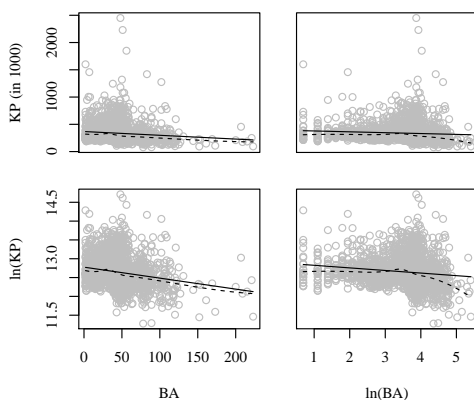
Hinsichtlich des Effektes des Baualters auf den Kaufpreis ist anzunehmen, dass ein höheres Baualter (*ceteris paribus*) bedingt durch Abnutzung und technischen Wandel zu einem geringeren Sachwert und damit zu einem geringeren Kaufpreis führt. In der ökonomischen Theorie wird üblicherweise postuliert, dass dieser Wertverlust am besten durch eine geometrisch-degressive Abschreibung beschrieben wird. Dies spricht sachlogisch für ein *log-lin-Modell* als funktionale Form des Zusammenhangs zwischen Kaufpreis und Baualter. Dies ist jedoch nur dann plausibel, wenn Zeitpunkt und Umfang von Maßnahmen zur Instandsetzung und Modernisierung erfasst und deren Effekt bei der Schätzung gleichzeitig kontrolliert wird. Dies gestaltet sich in der Praxis schwierig und erfolgt bislang nicht. Unter diesen Umständen sind auch folgende funktionale Formen des Zusammenhangs zwischen Kaufpreis und Baualter sachlogisch begründbar:

- Ein *log-lin-Modell* wäre plausibel, wenn unterlassene Instandsetzung die marktübliche Strategie der Eigentümer darstellt und die Bodenpreise zumindest nicht steigen, da dann der Wertverlust gerade einem geometrisch-degressiven Verlauf folgt.
- Ein *log-log-Modell* wäre plausibel, wenn ordnungsgemäße Instandsetzung gemäß dem Stand der Technik die marktübliche Strategie der Eigentümer darstellt und die Bodenpreise zumindest nicht fallen, da der Wertverlust gegenüber dem *log-lin-Modell* gedämpft wird.

- Ein *Polynom zweiten Grades* wäre plausibel, wenn eine über die Instandsetzung hinausgehende Modernisierung die marktübliche Strategie der Eigentümer darstellt und die Bodenpreise zumindest nicht fallen, da dann der Kaufpreis mit steigendem Baualter zunächst sinken und ab einem bestimmten Baualter wieder steigen müsste.

Unter normalen Marktbedingungen erscheint damit vor allem ein log-log-Modell sachlogisch begründbar, da Immobilienmärkte in der Regel zumindest langfristig relativ ausgeglichen sind und eine Instandsetzung gemäß dem Stand der Technik damit marktüblich sein dürfte und/oder die Bodenpreise zumindest langfristig nicht fallen dürften.

Abbildung 4.8 gibt die Streudiagramme von  $KP$  und  $\ln(KP)$  gegen  $BA$  und  $\ln(BA)$  wieder. Ergänzend wurde die jeweilige Regressionsgerade und eine LOESS-Kurve zweiten Grades abgetragen. Es ergibt sich kein deutlicher Hinweis auf eine angemessene funktionale Form, da alle Modelle nur an den Rändern von der LOESS-Kurve abweichen. Allerdings ergibt sich auch kein Hinweis darauf, dass ein log-log-Modell nicht angemessen ist. Eine abschließende Evaluation der funktionalen Form ist erst im Rahmen der multiplen Regression möglich, da nur hier der Einfluss anderer unabhängiger Variablen gleichzeitig kontrolliert wird.



**Abbildung 4.8:** Streudiagramm des Kaufpreises gegen das Baualter für Einfamilienhäuser im Wiederverkauf von 2001 bis 2014

Abschließend sei angemerkt, dass ab einem Baualter von etwa 20 Jahren erste umfangreiche Maßnahmen zur Instandsetzung und/oder Modernisierung erforderlich werden, da ab diesem Baualter zunächst die Gebäudetechnik ihre übliche Lebensdauer erreicht. Erforderliche Maßnahmen werden dann durchgeführt oder unterlassen. Ohne gleichzeitige Kontrolle des Effektes von Instandsetzung und/oder Modernisierung ist damit sachlogisch ab einem Baualter von rund 20 Jahren mit zunehmender Streuung der Fehler zu rechnen. Probleme mit Heteroskedastizität in diesem Sinne sind typisch im Wiederverkauf.<sup>24</sup> Um wünschenswerte Eigenschaften der Preisindizes zu erhalten, wird üblicherweise davon abgeraten, zur Schätzung die gewichtete Methode der kleinsten Quadrate heranzuziehen, und stattdessen empfohlen, auf robuste Standardfehler zurückzugreifen.<sup>25</sup>

**Kategoriale Variablen** In Bezug auf die kategorialen Variablen ist auf eine hinreichende Erfüllung der Prämissen der Varianzanalyse zu achten: Kategorien sollten (1) mit je mindestens 20 Fällen und (2) möglichst gleichmäßig belegt sein. Die abhängige Variable sollte innerhalb der Kategorien (3) näherungsweise normal verteilt sein und (4) eine möglichst homogene Varianz aufweisen. Je besser (1) und (2) erfüllt sind, desto robuster gilt die Varianzanalyse gegenüber einer Verletzung von (3) und (4) sowie umgekehrt.<sup>26</sup> Im Rahmen der Kaufpreisanalyse ist eine ungleichmäßige Belegung der Kategorien üblich. Entsprechend ist insbesondere auf eine hinreichende Mindestbelegung sowie innerhalb der Kategorien auf eine möglichst homogene Varianz und näherungsweise normale Verteilung der abhängigen Variable zu achten.

Tabelle 4.2 gibt die absolute Belegung (N) der Kategorien in der über den Betrachtungszeitraum aggregierten Stichprobe sowie die mittlere absolute Belegung pro Jahr (N/14) wieder. Es wird ersichtlich, dass bereits beim TD-Ansatz die Kategorie *Ausstattung AQ = {stark gehoben}* aufgrund unzureichender Belegung ( $N < 20$ ) auszuschließen ist. Zudem wird ersichtlich, dass im Mittel mindestens 5 Jahre (10 Jahre) pro Modell zu aggregieren

---

<sup>24</sup>Vgl. GOODMAN/THIBODEAU 1995, GOODMAN/THIBODEAU 1997 oder FLETCHER/GALLIMORE/MANGAN 2000.

<sup>25</sup>Vgl. EUROSTAT 2012, S. 49 und RAMALHO/RAMALHO 2011.

<sup>26</sup>Vgl. ESCHWEILER/EVANSCHITZKY/WOISETSCHLÄGER 2007 und HUBER/MEYER/LENZEN 2014, S. 63 ff..

wären, damit keine weiteren Ausschlüsse erforderlich sind (mindestens 1 500 Fälle für eine hinreichende Teststärke und Präzision erzielt werden). Entsprechend sind beim TA-Ansatz weitere Ausschlüsse erforderlich und die Teststärke sowie die Präzision der Schätzung stark eingeschränkt. Hingegen bietet sich beim RW-Ansatz eine Aggregation von 10 Jahren pro Modell an, um weitere Ausschlüsse zu vermeiden und eine hinreichende Teststärke und Präzision auch bei relativ kleinen Effektstärken zu erzielen.

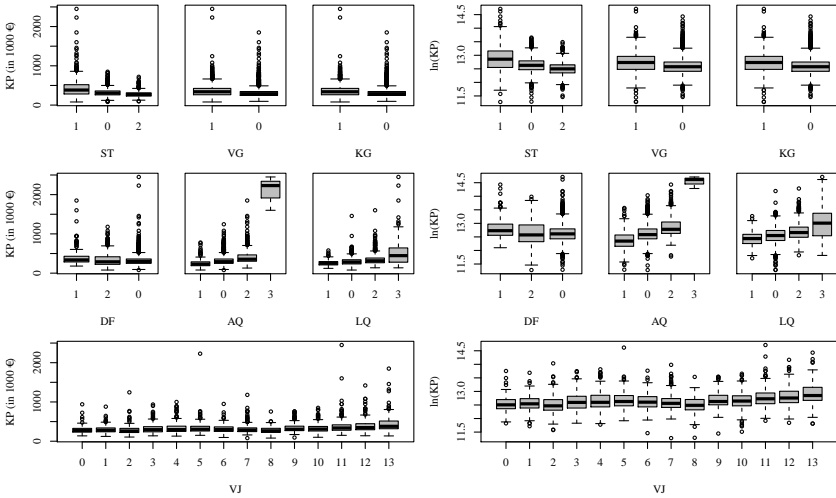
**Tabelle 4.2:** Mindestbelegung der Kategorien für Einfamilienhäuser im Wiederverkauf von 2001 bis 2014

Variable	N	N/14	Variable	N	N/14
<i>ST (Stellung)</i>			<i>KG (Unterkellerung)</i>		
0: Kopfhaus	802	57	0: ja	2114	151
1: freistehend	645	46	1: nein	66	5
2: Mittelhaus	733	52	<i>LQ (Lagequalität)</i>		
<i>VG (Vollgeschosse)</i>			0: mittel	874	62
0: 2 Vollgeschosse	1405	100	1: mäßig	145	10
1: 1 Vollgeschoss	775	55	2: gut	866	62
<i>DF (Dachform)</i>			3: sehr gut	295	21
0: DG ausgebaut	1539	110	<i>AQ (Ausstattung)</i>		
1: Flachdach	201	14	0: mittel	1425	102
2: DG unausgebaut	440	31	1: einfach	242	17
			2: gehoben	510	36
			3: stark gehoben	3	0
$\Sigma$	2180	156	$\Sigma$	2180	156

Abbildung 4.9 gibt die Boxplots der Verteilung von  $KP$  und  $\ln(KP)$ , jeweils gruppiert nach den Kategorien der kategorialen Variablen, wieder. Es wird ersichtlich, dass durch  $\ln(KP)$  die Schiefe der Verteilung korrigiert und hierdurch eine bessere Annäherung der Verteilung der abhängigen Variable an die Normalverteilung sowie eine deutlich homogenere Varianz der abhängigen Variable in den Kategorien erzielt wird. Auch hier wird nochmals deutlich, dass  $\ln(KP)$  als abhängige Variable für die spätere Regression zu bevorzugen ist.

**Zusammenfassung** Insgesamt ist  $\ln(KP)$  als *abhängige Variable* zu bevorzugen, da sich durch die Transformation eine bessere Annäherung der Verteilung der abhängigen Variable an die Normalverteilung und eine homogenere Varianz der abhängigen Variable in den Kategorien ergibt.





**Abbildung 4.9:** Boxplots der Verteilung des Kaufpreises und des logarithmierten Kaufpreises für Einfamilienhäuser im Wiederverkauf von 2001 bis 2014, gruppiert nach den Kategorien der kategorialen Variablen

Sachlogisch ist insbesondere ein log-log-Modell als *funktionale Form* begründbar. Eine bivariate Betrachtung der Streudiagramme deutet ebenfalls darauf oder zumindest nicht auf eine andere Form hin. Eine abschließende Evaluation der funktionalen Form ist jedoch erst im Rahmen der multiplen Regression möglich, da nur hier der Einfluss aller anderen unabhängigen Variablen gleichzeitig kontrolliert wird. *Ausreißer* in den metrischen unabhängigen Variablen können zur Verzerrung der Koeffizienten führen, sind auf ihren Einfluss dahingehend im Rahmen der Regression zu prüfen und ggf. im Nachgang auszuschließen. Ab einem Baualter von 20 Jahren ist mit zunehmender Streuung der Fehler (*Heteroskedastizität*) zu rechnen.

Beim TD-Ansatz ist die Kategorie *Ausstattung*  $AQ = \{\text{stark gehoben}\}$  aufgrund unzureichender *Mindestbelegung* auszuschließen. Beim TA-Ansatz sind weitere Kategorien auszuschließen und die Teststärke sowie die Präzision bei kleinen Effektstärken eingeschränkt. Beim RW-Ansatz empfiehlt sich eine Aggregation von mindestens 10 Jahren pro Modell, damit keine weiteren Kategorien auszuschließen sind und eine hinreichende Teststärke und Präzision bei kleinen Effektstärken gegeben ist.

### 4.1.2 Schätzung von Preisindizes nach dem TD-Ansatz

In diesem Abschnitt folgt die Schätzung einer Preisindexreihe für Einfamilienhäuser im Wiederverkauf nach dem TD-Ansatz. Ausgangsbasis ist die über den Zeitraum 2001 bis 2014 aggregierte Stichprobe nach Ausschluss von Kategorien aufgrund unzureichender Belegung ( $N < 20$ ). Ausgeschlossen wurden drei Fälle in der Kategorie *Ausstattung*  $AQ = \{stark\ gehoben\}$ . Einen Überblick über die resultierende Stichprobe gibt Tabelle 4.3.

**Tabelle 4.3:** Aggregierte Stichprobe beim TD-Ansatz für Einfamilienhäuser im Wiederverkauf

Variable	H	Variable	N	N%	H	Variable	N	N%	H
<i>KP</i> (Kaufpreis [1000 €])		<i>ST</i> (Stellung)				<i>AQ</i> (Ausstattung)			
<i>mean</i>	337	0: Kopfhäus	802	37	0	0: mittel	1425	65	0
<i>sd</i>	150	1: freistehend	642	29	+	1: einfach	242	11	-
<i>min</i>	79	2: Mittelhaus	733	34	-	2: gehoben	510	23	+
<i>max</i>	1850	<i>VG</i> (Vollgeschosse)				<i>VJ</i> (Vertragsjahr)			
<i>WF</i> (Wohnfläche [ $m^2$ ])	+	0: 2 Vollgeschosse	1404	64	0	0: 2001	146	7	
<i>mean</i>	146	1: 1 Vollgeschoss	773	36	-	1: 2002	147	7	
<i>sd</i>	47	<i>DF</i> (Dachform)				2: 2003	179	8	
<i>min</i>	50	0: DG ausgebaut	1537	71	0	3: 2004	143	7	
<i>max</i>	598	1: Flachdach	200	9	++	4: 2005	147	7	
<i>GF</i> (Grundstücksfl. [ $m^2$ ])	+	2: DG unausgebaut	440	20	+	5: 2006	151	7	
<i>mean</i>	430	<i>KG</i> (Unterkellerung)				6: 2007	120	6	
<i>sd</i>	332	0: ja	2111	97	0	7: 2008	189	9	
<i>min</i>	21	1: nein	66	3	-	8: 2009	144	7	
<i>max</i>	8129	<i>LQ</i> (Lagequalität)				9: 2010	178	8	
<i>BA</i> (Baualter [Jahre])	-	0: mittel	874	40	0	10: 2011	173	8	
<i>mean</i>	41	1: mäßig	145	7	-	11: 2012	146	7	
<i>sd</i>	27	2: gut	865	40	+	12: 2013	163	7	
<i>min</i>	2	3: sehr gut	293	13	++	13: 2014	151	7	
<i>max</i>	223								
		$\Sigma$	2177	100		$\Sigma$	2177	100	

**Funktionale Form** Im Hinblick auf die Wahl der funktionalen Form wurden Modellalternativen geschätzt, die sich lediglich in der funktionalen Form unterscheiden und stets alle potenziell relevanten Variablen einbeziehen. Die Modellalternativen sind anhand der in GNU R üblichen Modellnotation kompakt wie folgt darstellbar:

$$\varphi_1(KP) \sim \varphi_2(WF) + \varphi_3(GF) + \varphi_4(BA) + 0 \quad (4.34)$$

Die Modellalternativen unterscheiden sich in der Transformation  $\varphi_1(KP)$  des Kaufpreises als abhängige Variable sowie in der Transformation der me-

trischen unabhängigen Variablen  $\varphi_2(WF)$ ,  $\varphi_3(GF)$  und  $\varphi_4(BA)$ . Darüber hinaus gingen stets alle anderen relevanten kategorialen Variablen

$$O := ST + VG + DF + KG + AQ + LQ + VJ \quad (4.35)$$

auf Basis der üblichen Dummy-Kodierung additiv (ohne Interaktion) sowie stets ein konstanter Term in die Modelle ein. Als Transformationen der metrischen Variablen wurden folgende Alternativen zugelassen:

$$\varphi_1(KP) = \begin{cases} \ln(KP) & , \lambda_1 = 0 \\ KP & , \lambda_1 = 1 \end{cases} \quad (4.36)$$

$$\varphi_2(WF) = \begin{cases} \beta \cdot \ln(WF) & , \lambda_2 = 0 \\ \sum_{k=1}^{\lambda_2} \beta_k \cdot WF^k & , \lambda_2 = \{1, 2, 3\} \end{cases} \quad (4.37)$$

$$\varphi_3(GF) = \begin{cases} \beta \cdot \ln(GF) & , \lambda_3 = 0 \\ \sum_{k=1}^{\lambda_3} \beta_k \cdot GF^k & , \lambda_3 = \{1, 2, 3\} \end{cases} \quad (4.38)$$

$$\varphi_4(BA) = \begin{cases} \beta \cdot \ln(BA) & , \lambda_4 = 0 \\ \sum_{k=1}^{\lambda_4} \beta_k \cdot BA^k & , \lambda_4 = \{1, 2, 3\} \end{cases} \quad (4.39)$$

Insgesamt wurden  $2 \cdot 4^3 = 128$  Modelle geschätzt, davon je die Hälfte Modelle mit  $KP$  oder  $\ln(KP)$  als abhängige Variable. Für alle Modelle wurden die Modellwahlkriterien  $AIC^*$  und  $CV$  ermittelt. Anhand dieser sind jedoch zunächst nur Modelle mit  $KP$  oder  $\ln(KP)$  als abhängige Variable direkt vergleichbar.

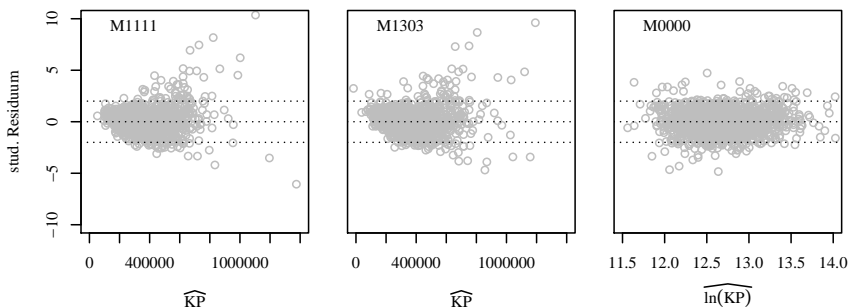
Tabelle 4.4 gibt die Werte der Kriterien für das nach den Kriterien jeweils beste Modell mit  $KP$  und  $\ln(KP)$  als abhängige Variable sowie für die jeweils beiden üblichen Standardmodelle wieder. Beide Kriterien führen zu verschiedenen Modellen. Dies ist ein Indiz dafür, dass Modelle nach  $AIC^*$  zur Überanpassung an die Stichprobe führen. Modelle nach  $CV$  sind demnach potenziell am besten zur Prognose geeignet. Dabei handelt es sich jeweils um ein nichtlineares Modell, darunter auch das log-log-Modell als Standardmodell.

Abbildung 4.10 gibt zum Vergleich das Streudiagramm der Residuen gegen die geschätzten Werte für die beiden nach  $CV$  besten Modelle (M1303,

**Tabelle 4.4:** Wahl der funktionalen Form für Einfamilienhäuser im Wiederverkauf

Modell Nr.	Definition				Kriterium	
	$\lambda_1$	$\lambda_2$	$\lambda_3$	$\lambda_4$	CV	AIC*
M1111	1	1	1	1	6.15E+09	5.51E+04
M1000	1	0	0	0	6.10E+09	5.52E+04
M1303	1	3	0	3	5.45E+09	5.50E+04
M1333	1	3	3	3	1.04E+11	5.48E+04
M0000	0	0	0	0	2.94E-02	-1.50E+03
M0111	0	1	1	1	3.65E-02	-1.19E+03
M0033	0	0	3	3	4.65E-02	-1.64E+03

M0000) und das lineare Modell (M1111) wieder. Beide Modelle mit KP als abhängige Variable (M1303, M1111) weisen im Unterschied zum log-log-Modell (M0000) Probleme mit Heteroskedastizität auf, was ein Indiz für eine Fehlspezifikation der funktionalen Form darstellt. Insgesamt erweist sich damit das log-log-Modell als bestes Modell.

**Abbildung 4.10:** Studentisierte Residuen gegen die geschätzten Werte für Modelle nach CV und das lineare Modell bei Einfamilienhäusern im Wiederverkauf

**Maximalmodell** Das Maximalmodell mit der besten funktionalen Form entspricht dem log-log-Modell. Tabelle 4.5 gibt einen Vergleich des Modells vor und nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer wieder. Dabei bezeichnen  $\hat{b}$  die geschätzten Koeffizienten,  $SE$  die robusten Standardfehler der Koeffizienten (Typ HC3) und  $\Delta\%$  den unter Normalverteilung der Residuen besten erwartungstreuen Schätzer der prozentualen Änderung des

Kaufpreises der jeweiligen Kategorie gegenüber der Referenzkategorie. Für einen Überblick über die Hypothesen sowie festgelegten Referenzkategorien der kategorialen Variablen sei nochmals auf Tabelle 4.3 verwiesen.

**Tabelle 4.5:** Maximalmodell mit bester funktionaler Form beim TD-Ansatz für Einfamilienhäuser im Wiederverkauf vor und nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer

	Abhängige Variable: ln(KP)					
	vorher			nachher		
	$\hat{b}$	SE	$\Delta\%$	$\hat{b}$	SE	$\Delta\%$
Konstante	8.87 ***	0.10		8.88 ***	0.08	
ln(WF)	0.51 ***	0.02		0.50 ***	0.01	
ln(GF)	0.23 ***	0.01		0.23 ***	0.01	
ln(BA)	-0.07 ***	0.01		-0.07 ***	0.01	
ST[freistehend]	0.05 ***	0.01	5.10	0.04 ***	0.01	4.20
ST[Mittelhaus]	-0.02 *	0.01	-1.69	-0.02 **	0.01	-1.97
VG[1 Vollgeschoss]	-0.03 ***	0.01	-3.04	-0.02 **	0.01	-1.79
KG[nein]	-0.03 ***	0.03	-2.48	-0.05 ***	0.02	-4.76
DF[Flachdach]	0.04 ***	0.01	4.40	0.05 ***	0.01	4.72
DF[DG unausgebaut]	0.01	0.01	1.16	0.02 **	0.01	1.81
AQ[einfach]	-0.14 ***	0.02	-12.86	-0.12 ***	0.01	-11.60
AQ[gehoben]	0.10 ***	0.01	10.40	0.09 ***	0.01	9.59
LQ[mäßig]	-0.07 ***	0.02	-7.10	-0.08 ***	0.01	-7.29
LQ[gut]	0.09 ***	0.01	9.77	0.09 ***	0.01	9.53
LQ[sehr gut]	0.23 ***	0.01	26.22	0.20 ***	0.01	22.62
VJ[2002]	-0.00	0.02	-0.14	0.01	0.02	1.43
VJ[2003]	-0.02	0.02	-2.24	-0.01	0.02	-0.72
VJ[2004]	0.02	0.02	1.57	0.02	0.02	1.69
VJ[2005]	0.05 **	0.02	4.71	0.04 **	0.02	4.39
VJ[2006]	0.12 ***	0.02	12.25	0.12 ***	0.02	13.09
VJ[2007]	0.09 ***	0.02	9.74	0.10 ***	0.02	10.57
VJ[2008]	0.09 ***	0.02	8.81	0.09 ***	0.02	8.85
VJ[2009]	0.01	0.02	0.78	0.02	0.02	2.43
VJ[2010]	0.09 ***	0.02	9.73	0.11 ***	0.02	11.36
VJ[2011]	0.11 ***	0.02	11.64	0.12 ***	0.02	12.84
VJ[2012]	0.18 ***	0.02	19.12	0.18 ***	0.02	19.97
VJ[2013]	0.23 ***	0.02	25.31	0.23 ***	0.02	25.62
VJ[2014]	0.30 ***	0.02	34.84	0.31 ***	0.02	36.14
N/R <sup>2</sup>	2177/0.7891			2051/0.8307		
RES/F-Wert	0.17020/297.79***			0.13915/367.74***		
AIC*/CV	-1501.24/0.02943			-2238.83/0.01963		

Legende: \* p<0.1; \*\* p<0.05; \*\*\* p<0.01

Alle Koeffizienten weisen das gemäß Hypothese vermutete Vorzeichen auf. Die Effekte der Kategorie *Unterkellerung*  $KG=\{\text{nein}\}$  gegenüber der Referenzkategorie *Unterkellerung*  $KG=\{\text{ja}\}$  sowie der Kategorie *Dachform*  $DF=\{\text{DG unausgebaut}\}$  gegenüber der Referenzkategorie *Dachform*  $DF=\{\text{DG ausgebaut}\}$  ergeben sich erst nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer als signifikant. Die Koeffizienten der metrischen unabhängigen Variablen sind als Änderung des Kaufpreises in % bei einer Steigerung der metrischen unabhängigen Variable um 1% interpretierbar. Beispielsweise ergibt sich nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer bei einer Steigerung

der Wohnfläche  $WF$  (des Baualters  $BA$ ) um 1 % eine Änderung des Kaufpreises um 0.50 % (-0.07 %). Die Interpretation der kategorialen Variablen kann direkt über  $\Delta\%$  erfolgen. Beispielsweise ergibt sich nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer für die Kategorie *Lagequalität*  $LQ=\{\text{mäßig}\}$  eine Änderung des Kaufpreises von -7.29 %, für die Kategorie *Lagequalität*  $LQ=\{\text{gut}\}$  von +9.53 % und für die Kategorie *Lagequalität*  $LQ=\{\text{sehr gut}\}$  von +22.62 % gegenüber der Referenzkategorie *Lagequalität*  $LQ=\{\text{mittel}\}$ .

In Unterabschnitt 3.5.1 wurde dargelegt, dass der Anteil fehlender Werte beim Dachgeschossausbau relativ hoch ausfiel und zur Imputation fehlender Werte angenommen wurde, dass das Dachgeschoss ausgebaut sei, da sich dies als Regelfall (Modalwert) ergab und damit zu den geringsten Verzerrungen führt. Wesentlich bei der Interpretation der Koeffizienten ist, dass hierdurch der Preisaufschlag der Kategorien *Dachform*  $DF=\{\text{Flachdach}\}$  und *Dachform*  $DF=\{\text{DG unausgebaut}\}$  gegenüber der Referenzkategorie *Dachform*  $DF=\{\text{DG ausgebaut}\}$  tendenziell unterschätzt wird. Die Änderung der Koeffizienten vor und nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer deutet ebenfalls darauf hin, da durch den Ausschluss eine Korrektur genau in diese Richtung erfolgt.

**Finales Modell** Das Maximalmodell wurde vor und nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer daraufhin analysiert, ob durch eine Erweiterung um sachlogisch begründbare Interaktionen und/oder durch eine Reduktion der Anzahl Variablen eine Verbesserung erzielbar ist oder nicht. Als sachlogisch begründbar wurde eine Interaktion zwischen der Stellung  $ST$  und den anderen Variablen angesehen, da vermutet werden könnte, dass Einfamilienhäuser je nach Stellung eigenständige Teilmärkte darstellen. Allerdings ergab sich die Interaktion weder als signifikant, noch ergab sich eine Verbesserung der Modellwahlkriterien. Eine Verbesserung konnte lediglich vor Ausschluss einflussreicher Ausreißer durch Aggregation der Kategorien *Dachform*  $DF=\{\text{DG ausgebaut}\}$  und *Dachform*  $DF=\{\text{DG unausgebaut}\}$  sowie durch Ausschluss der Variable *Unterkellerung*  $KG$  erzielt werden. Da deren Einfluss sachlogisch begründbar und eine Verbesserung nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer nicht erzielt werden konnte, wurde das Maximalmodell nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer als finales Modell zur Ableitung der Preisindexreihe herangezogen.

Eine Zusammenfassung der aus dem finalen Modell ableitbaren Schätzfunktionen des Kaufpreises  $KP_{jt}$  bzw. des Kaufpreises pro Wohnfläche  $kp_{jt}$  eines Objektes  $j$  im Jahr  $t$  sowie der aus dem finalen Modell ableitbaren Anpassungsfaktoren  $IQ_{0j}^m$  der Kategorie  $j$  der kategoriale Variable  $m$  gegenüber der Referenzkategorie 0 und der Preisindizes  $IP_{0t}$  des Vertragsjahres  $t$  gegenüber dem Referenzjahr 0 gibt Tabelle 4.6. Für eine allgemeine und formale Darstellung der Ermittlung der Schätzfunktionen, Anpassungsfaktoren und Preisindizes aus dem finalen Modell sei an dieser Stelle auf die Einleitung zu Kapitel 4 verwiesen.

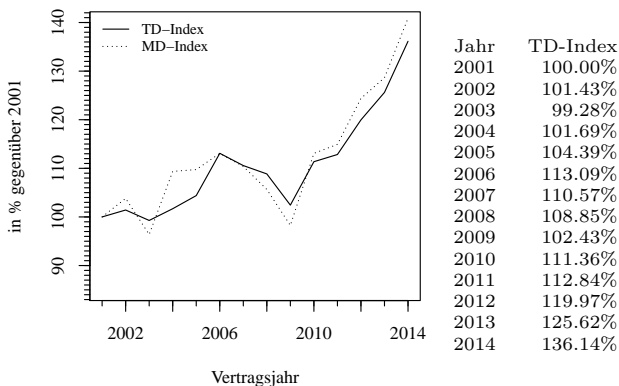
**Tabelle 4.6:** Schätzfunktionen, Anpassungsfaktoren und Preisindizes für Einfamilienhäuser im Wiederverkauf, abgeleitet aus dem finalen Modell beim TD-Ansatz

<i>Schätzfunktionen</i>					
$\widehat{KP}_{jt} = 7281.79 \cdot WF^{0.50} \cdot GF^{0.23} \cdot BA^{-0.07} \cdot \prod_{m=1}^6 IQ_{0j}^m \cdot IP_{0t}$					
$\widehat{kp}_{jt} = 7281.79 \cdot WF^{-0.50} \cdot GF^{0.23} \cdot BA^{-0.07} \cdot \prod_{m=1}^6 IQ_{0j}^m \cdot IP_{0t}$					
<i>Anpassungsfaktoren</i>			<i>Preisindizes</i>		
$m$	Variable	$IQ_{0j}^m$	Variable	$t$ Kategorie	$IP_{0t}$
1	Stellung	0 Kopfhaus	Vertragsjahr	0 2001	100.00%
		1 freistehend		1 2002	101.43%
		2 Mittelhaus		2 2003	99.28%
2	Vollgeschoss	0 2 Vollgeschoss	3 2004	101.69%	
		1 1 Vollgeschoss	4 2005	104.39%	
3	Unterkellerung	0 ja	5 2006	113.09%	
		1 nein	6 2007	110.57%	
4	Dachform	0 DG ausgebaut	7 2008	108.85%	
		1 Flachdach	8 2009	102.43%	
		2 DG unausgebaut	9 2010	111.36%	
5	Ausstattung	0 mittel	10 2011	112.84%	
		1 einfach	11 2012	119.97%	
		2 gehoben	12 2013	125.62%	
6	Lagequalität	0 mittel	13 2014	136.14%	
		1 mäßig			
		2 gut			
		3 sehr gut			

Im Hinblick auf die Betrachtung der Ergebnisse in Tabelle 4.6 sei angemerkt, dass sich durch Kombination der Kategorien der kategorialen Variablen  $m = 1$  bis  $m = 4$  alle 36 Typen von Einfamilienhäusern ergeben, die in den Normalherstellungskosten 2000/2010 definiert sind. Auf Basis der jeweiligen Anpassungsfaktoren ließen sich demnach zum Beispiel für alle 36 Typen Schätzfunktionen in Abhängigkeit von den restlichen Variablen (Ausstattung, Lage, Wohnfläche, Grundstücksfläche, Baualter) für ein beliebiges Vertragsjahr 2001 bis 2014 ableiten. Auf Basis dieser Schätzfunktionen ließe sich zum Beispiel der (vorläufige) Vergleichswert

für ein konkretes Bewertungsobjekt oder auch der Sachwertfaktor für ein konkretes Normobjekt ableiten. Für Letzteres wäre allerdings zusätzlich der Sachwert des Normobjektes zu bestimmen.

Abbildung 4.11 gibt die aus dem finalen Modell abgeleitete Preisindexreihe zum Basisjahr 2001 (TD-Index) graphisch wieder. Ergänzend wurde eine auf Basis der Mediane des Kaufpreises in den einzelnen Jahren ermittelte Preisindexreihe (MD-Index) abgetragen. Beim MD-Index erfolgt keine Kontrolle der Qualitätsunterschiede der Einheiten in den einzelnen Jahren. Abweichungen zwischen dem TD- und MD-Index verdeutlichen die Notwendigkeit einer Kontrolle der Qualitätsunterschiede zur Messung der reinen Preisänderung und damit den Vorteil des TD-Index.



**Abbildung 4.11:** Preisindexreihe gemäß dem TD-Ansatz für Einfamilienhäuser im Wiederverkauf von 2001 bis 2014 gegenüber dem Basisjahr 2001

**Modelldiagnostik** Abschließend folgen Erläuterungen der Eigenschaften des finalen Modells vor und nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer im Hinblick auf die Erfüllung der Prämissen der klassischen multiplen linearen Regression. Testverfahren führten zu denselben Implikationen wie diagnostische Diagramme, sodass sich folgende Ausführungen auf graphische Darstellungen beschränken. Zuvor sei darauf hingewiesen, dass Verzerrungen der Schätzungen und andere Folgen nicht beobachteter Variablen kaum vermeidbar sind:



„An important issue is the choice of the set of explanatory variables included in the hedonic equation. If some relevant variables [...] are excluded, then the estimated parameters of the included characteristics will suffer from omitted variables bias. [...] But detailed information on location and neighbourhood can be hard to obtain (Case, Pollakowski, and Wachter, 1991). Other characteristics may be unavailable also and some could be difficult to measure directly. So it is fair to say that in practice some omitted variables bias will always be present when estimating a hedonic model for housing.“ (DE HAAN/DIEWERT 2013a)

Abbildung 4.12 gibt vier grundlegende Diagramme zur Diagnose des finalen Modells vor und nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer wieder. Zum Vergleich wurden einflussreiche Ausreißer (andere Beobachtungen) als schwarze (graue) Punkte abgetragen und die Achsen der Diagramme vor und nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer identisch skaliert. Es ergeben sich keine Hinweise auf eine Fehlspezifikation der funktionalen Form oder Probleme mit Autokorrelation. Einflussreiche Ausreißer führen an den Rändern zu Abweichungen der Verteilung der Residuen von der theoretischen Normalverteilung. Nach deren Ausschluss sind die Residuen näherungsweise normal verteilt.

Abbildung 4.13 gibt die Streudiagramme der studentisierten sowie der partiellen Residuen gegen die drei metrischen unabhängigen Variablen für das finale Modell vor und nach dem Ausschluss einflussreicher Ausreißer wieder. Für einen direkten Vergleich wurden einflussreiche Ausreißer (andere Beobachtungen) als schwarze (graue) Punkte abgetragen und die Achsen der Diagramme vor und nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer identisch skaliert. Ergänzend zur Nulllinie bzw. Regressionsgerade wurde eine LOESS-Kurve zweiten Grades abgetragen.

Die Streudiagramme der partiellen Residuen gegen die metrischen unabhängigen Variablen geben keinen Hinweis auf Nichtlinearität. Die LOESS-Kurven weichen nur an den Rändern von den Regressionsgeraden ab, was normal ist. Einflussreiche Ausreißer führen zur Verzerrung der Koeffizienten, was an der Änderung der Achsenabschnitte der Regressionsgeraden vor und nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer ersichtlich wird. Aus den Streudiagrammen der Residuen gegen die metrischen Variablen wird ersichtlich, dass nur beim Baualter Probleme mit Heteroskedastizität auftreten. Die Streuung der Residuen nimmt ab einem Baualter von rund  $\exp(3) = 20$  Jahren stark zu. Einflussreiche Ausreißer mit Baualter  $> 20$

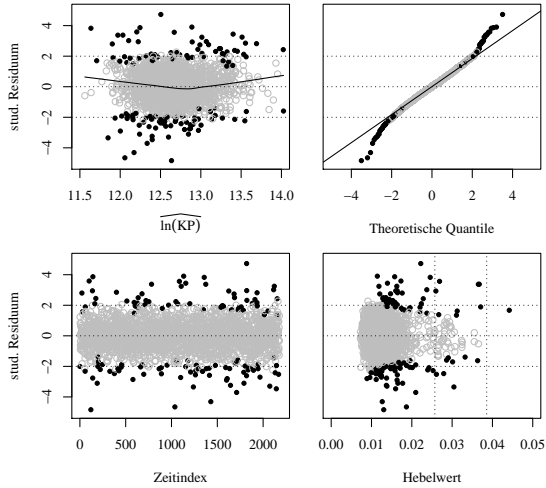
Jahre sind als Objekte mit unterlassener Instandsetzung (bei negativen Residuen) oder mit über die Instandsetzung hinausgehender Modernisierung (bei positiven Residuen) interpretierbar. Die Residuen können jedoch auch durch andere nicht beobachtete Variablen beeinflusst sein. Ohne weitere Informationen ist dies nicht überprüfbar. Durch Ausschluss einflussreicher Ausreißer wird die Anwendung des Modells auf Objekte bei ordnungsgemäßer Instandsetzung gemäß dem Stand der Technik beschränkt.

Abbildung 4.14 gibt den Boxplot der Verteilung der studentisierten Residuen, gruppiert nach Kategorien der kategorialen unabhängigen Variablen des finalen Modells vor und nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer, wieder. Die Mediane der Residuen weichen nicht gravierend von der Nulllinie ab und die Streuung der Residuen ist relativ homogen. Es ergeben sich demnach keine gravierenden Abweichungen von den Modellannahmen.

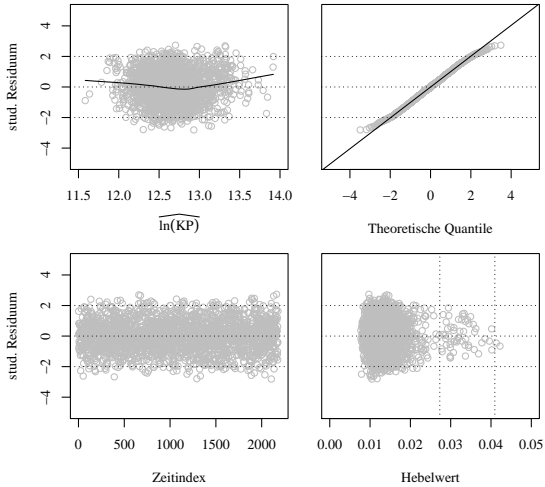
Tabelle 4.7 gibt die um den Freiheitsgrad  $df$  korrigierten verallgemeinerten Varianzinflationsfaktoren  $GVIF^{1/df}$  gemäß FOX/MONETTE 1992 der unabhängigen Variablen im finalen Modell vor und nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer wieder. Für  $df = 1$  entspricht  $GVIF^{1/df}$  gerade dem klassischen Varianzinflationsfaktor VIF. Es wird ersichtlich, dass keine Probleme im Hinblick auf die Präzision der Schätzung durch eine hohe (Multi-)Kollinearität vorliegen, da für alle Variablen  $GVIF^{1/df} \leq 4$  gilt.

**Tabelle 4.7:** Verallgemeinerte Varianzinflationsfaktoren der unabhängigen Variablen im finalen Modell beim TD-Ansatz für Einfamilienhäuser im Wiederverkauf vor und nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer

Variable	vorher		nachher			
	$GVIF$	$df$	$GVIF^{1/df}$	$GVIF$	$df$	$GVIF^{1/df}$
$\ln(WF)$	1.761	1	1.761	1.786	1	1.786
$\ln(GF)$	2.530	1	2.530	2.749	1	2.749
$\ln(BA)$	1.663	1	1.663	1.762	1	1.762
$VG$	1.453	1	1.453	1.466	1	1.466
$ST$	2.351	2	1.533	2.479	2	1.575
$KG$	1.049	1	1.049	1.052	1	1.052
$DF$	1.415	2	1.189	1.419	2	1.191
$AQ$	1.619	2	1.273	1.662	2	1.289
$LQ$	1.282	3	1.086	1.259	3	1.080
$VJ$	1.137	13	1.010	1.140	13	1.010

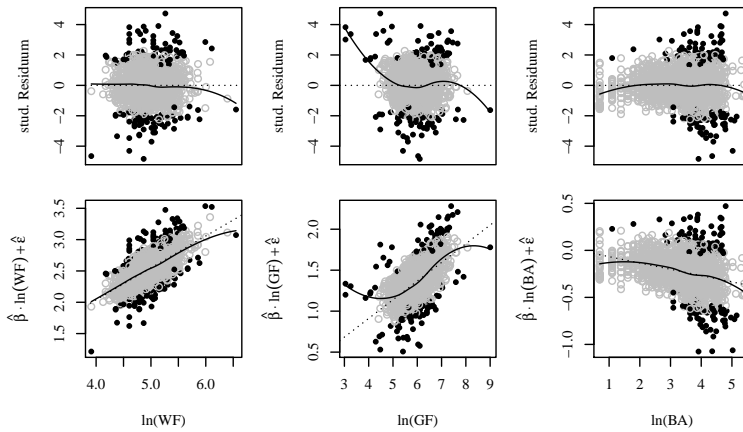


(a) vorher

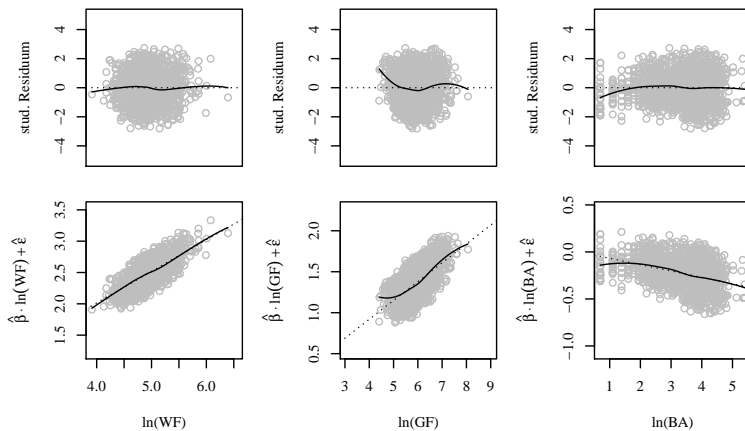


(b) nachher

**Abbildung 4.12:** Grundlegende diagnostische Diagramme zum finalen Modell beim TD-Ansatz für Einfamilienhäuser im Wiederverkauf vor und nach Abschluss einflussreicher Ausreißer

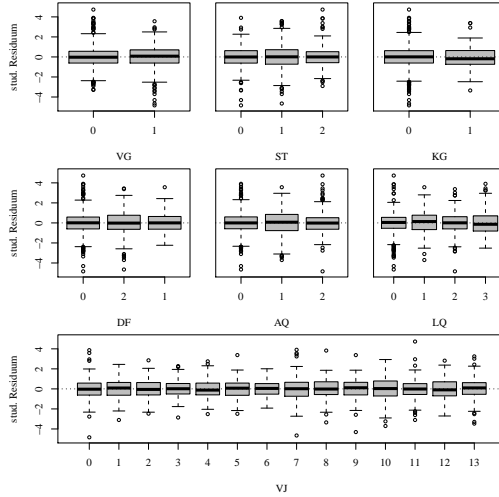


(a) vorher

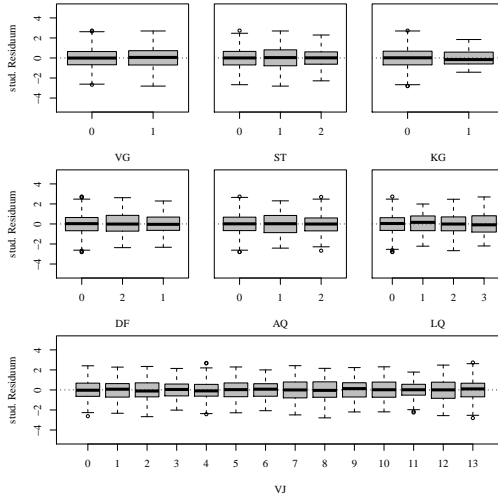


(b) nachher

**Abbildung 4.13:** Studentisierte und partielle Residuen gegen metrische unabhängige Variablen des finalen Modells beim TD-Ansatz für Einfamilienhäuser im Wiederverkauf vor und nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer



(a) vorher



(b) nachher

**Abbildung 4.14:** Boxplots studentisierter Residuen, gruppiert nach Kategorien der kategorialen unabhängigen Variablen des finalen Modells beim TD-Ansatz für Einfamilienhäuser im Wiederverkauf vor und nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer

### 4.1.3 Schätzung von Preisindizes nach dem TA-Ansatz

In diesem Abschnitt folgt die Schätzung einer Preisindexreihe für Transaktionen von Einfamilienhäusern im Wiederverkauf nach dem TA-Ansatz. Ausgangsbasis sind über je 2 Jahre aggregierte Teilstichproben nach Ausschluss von Kategorien mit unzureichender Belegung ( $N < 20$ ). Tabelle 4.8 gibt die Verteilung der Variablen in den resultierenden Teilstichproben, sortiert nach dem Referenzjahr  $t$ , wieder. Für metrische Variablen wurde der Mittelwert (*mean*), die Standardabweichung (*sd*), das Minimum (*min*) und das Maximum (*max*) ausgewiesen. Für kategoriale Variablen wurde aus Platzgründen lediglich die relative Häufigkeit ausgewiesen. Die letzte Zeile gibt den Umfang der Teilstichproben ( $N$ ) wieder. Die Referenzkategorien (0) wurden analog zum TD-Ansatz festgelegt.

**Tabelle 4.8:** Teilstichproben beim TA-Ansatz für Einfamilienhäuser im Wiederverkauf nach Ausschluss von Kategorien mit unzureichender Belegung

	Referenzjahr $t$												
	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
<b>KP (Kaufpreis [1000 €])</b>													
<i>mean</i>	297	299	314	345	340	328	323	308	317	336	351	390	427
<i>sd</i>	100	116	134	154	140	116	130	119	114	127	144	177	218
<i>min</i>	123	108	108	130	130	95	79	79	94	94	100	139	135
<i>max</i>	940	1245	1245	1000	1000	950	1180	1180	760	850	1030	1420	1850
<b>WF (Wohnfläche [m<sup>2</sup>])</b>													
<i>mean</i>	142	144	148	152	147	143	140	137	142	146	149	153	155
<i>sd</i>	44	41	48	49	45	43	40	38	40	40	55	57	55
<i>min</i>	69	76	72	69	68	62	50	50	66	65	65	80	80
<i>max</i>	598	400	405	405	332	350	350	350	330	280	700	700	450
<b>GF (Grundstücksfläche [m<sup>2</sup>])</b>													
<i>mean</i>	384	404	439	476	448	412	430	446	420	409	442	466	457
<i>sd</i>	235	251	289	330	327	290	515	518	274	270	322	320	298
<i>min</i>	88	88	104	85	59	59	82	21	21	58	58	83	21
<i>max</i>	1688	1688	2095	2120	3181	3181	8129	8129	2714	1960	2149	2149	1853
<b>BA (Baualter [Jahre])</b>													
<i>mean</i>	36	38	41	39	40	42	42	42	40	41	45	45	44
<i>sd</i>	26	26	27	23	24	28	28	26	27	27	28	27	25
<i>min</i>	3	2	2	3	3	3	3	2	2	2	2	2	2
<i>max</i>	221	215	215	125	125	223	223	209	209	152	151	144	144
<b>ST (Stellung)</b>													
0: Kopfhäus	38%	31%	31%	38%	40%	36%	40%	40%	38%	35%	33%	38%	39%
1: freistehend	25%	29%	33%	33%	30%	27%	24%	26%	27%	27%	32%	34%	34%
2: Mittelhaus	36%	39%	36%	29%	30%	37%	37%	34%	35%	37%	35%	28%	27%
<b>VG (Vollgeschoss)</b>													
0: 2 Vollgeschosse	69%	69%	67%	65%	63%	66%	68%	63%	62%	63%	59%	60%	63%
1: 1 Vollgeschoss	31%	31%	33%	35%	37%	34%	32%	38%	38%	37%	41%	40%	37%
<b>DF (Dachform)</b>													
0: DG ausgebaut	77%	72%	67%	61%	66%	70%	73%	74%	72%	70%	72%	75%	71%
1: Flachdach	8%	8%	8%	11%	11%	10%	9%	9%	11%	9%	9%	8%	9%
2: DG unausgebaut	15%	20%	25%	28%	24%	20%	18%	16%	18%	21%	19%	17%	20%

Tabelle 4.8: (Fortsetzung)

	Referenzjahr $t$												
	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
<i>LQ (Lagequalität)</i>													
0: mittel	42%	42%	40%	33%	34%	34%	38%	44%	45%	40%	38%	43%	45%
1: mäßig	-	-	-	-	8%	9%	9%	9%	7%	8%	10%	8%	-
2: gut	46%	45%	45%	48%	43%	42%	38%	35%	36%	39%	39%	33%	41%
3: sehr gut	12%	13%	14%	19%	15%	14%	15%	12%	12%	13%	13%	16%	14%
<i>AQ (Ausstattung)</i>													
0: mittel	61%	63%	66%	65%	64%	64%	69%	72%	63%	62%	65%	64%	69%
1: einfach	12%	15%	11%	8%	9%	12%	11%	8%	9%	11%	13%	13%	10%
2: gehoben	26%	22%	23%	27%	26%	24%	20%	20%	27%	27%	22%	23%	21%
<i>VJ (Vertragsjahr)</i>													
0: Referenzjahr $t$	51%	45%	55%	50%	49%	55%	39%	57%	45%	50%	55%	47%	51%
1: Folgejahr $t+1$	49%	55%	45%	50%	51%	45%	61%	43%	55%	50%	45%	53%	49%
<i>N</i>	273	299	302	272	288	264	300	320	310	342	310	297	291

Im Vergleich zum TD-Ansatz mussten Fälle der Kategorie *Unterkellerung*  $KG = \{\text{nein}\}$  und teilweise Fälle der Kategorie *Lagequalität*  $LQ = \{\text{mäßig}\}$  zusätzlich aufgrund unzureichender Belegung ausgeschlossen werden. Die Einbeziehung der Variable *Unterkellerung*  $KG$  entfällt damit, da sich in allen Teilstichproben nur Fälle der Kategorie *Unterkellerung*  $KG = \{\text{ja}\}$  befinden. Die jeweiligen Hypothesen entsprechen jenen beim TD-Ansatz und wurden aus Platzgründen nicht erneut ausgewiesen. Es wird nochmals deutlich, dass der Umfang der Teilstichproben weit unter 1 500 Fällen liegt, sodass mit erheblichen Einschränkungen der Teststärke und Präzision mit den entsprechenden Folgen eines nicht signifikanten Nachweises und ggf. der Hypothese entgegengesetzter Vorzeichen einzelner Koeffizienten zu rechnen ist.

Für jede der 13 Teilstichproben wurde je ein Modell analog dem finalen Modell des TD-Ansatzes geschätzt. Jedes dieser Modelle wurde wiederum vor und nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer geschätzt. Entsprechend wurden insgesamt  $2 \cdot 13 = 26$  Modelle geschätzt. Tabelle 4.9 gibt die Zusammenfassung der Modelle vor und nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer, sortiert nach dem Referenzjahr  $t$ , wieder. Dabei bezeichnen  $\hat{b}$  die geschätzten Koeffizienten,  $SE$  die robusten Standardfehler (Typ HC3) und  $\Delta\%$  den unter Normalverteilung der Residuen besten erwartungstreuen Schätzer der prozentualen Änderung des Kaufpreises der jeweiligen Kategorie gegenüber der jeweiligen Referenzkategorie (0).

**Tabelle 4.9:** Zusammenfassung der Modelle beim TA-Ansatz für Einfamilienhäuser im Wiederverkauf vor und nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer

	vorher		Abhängige Variable: ln(KP)						nachher			
	$\hat{b}$	SE	$\Delta\%$	$\hat{b}$	SE	$\Delta\%$	$\hat{b}$	SE	$\Delta\%$	$\hat{b}$	SE	$\Delta\%$
	t=2001						t=2002					
Konstante	9.11 ***	0.27		9.25 ***	0.23		8.75 ***	0.30		9.16 ***	0.23	
ln(WF)	0.48 ***	0.05		0.43 ***	0.04		0.50 ***	0.06		0.45 ***	0.04	
ln(GF)	0.21 ***	0.05		0.24 ***	0.03		0.27 ***	0.03		0.24 ***	0.02	
ln(BA)	-0.06 ***	0.02		-0.09 ***	0.01		-0.07 ***	0.02		-0.09 ***	0.01	
ST[freistehend]	0.03	0.04	3.29	0.02	0.03	2.35	0.04	0.03	3.74	0.04	0.02	3.93
ST[Mittelhaus]	0.00	0.03	0.18	0.00	0.02	-0.26	0.03	0.03	2.82	0.00	0.02	0.31
VG[1 Vollge.]	-0.07 **	0.03	-6.46	-0.04 **	0.02	-4.19	-0.05 *	0.03	-4.49	-0.03	0.02	-2.67
DF[Flachdach]	0.05	0.04	5.10	0.06 **	0.03	5.92	0.00	0.04	-0.42	0.01	0.03	1.11
DF[DGA nein]	0.04	0.03	4.34	0.04	0.03	4.22	0.02	0.02	2.40	0.03	0.02	2.83
AQ[einfach]	-0.16 ***	0.04	-14.63	-0.11 ***	0.03	-10.32	-0.16 ***	0.03	-15.20	-0.13 ***	0.03	-12.57
AQ[gehoben]	0.06 *	0.04	6.37	0.06 ***	0.02	6.52	0.06 **	0.03	6.01	0.04	0.02	3.64
LQ[gut]	0.08 ***	0.02	8.01	0.09 ***	0.02	9.44	0.08 ***	0.02	8.58	0.09 ***	0.02	9.22
LQ[sehr gut]	0.16 ***	0.04	17.22	0.17 ***	0.03	18.47	0.16 ***	0.03	16.79	0.15 ***	0.03	16.10
VJ[t+1]	0.02	0.02	1.86	0.02	0.02	1.98	-0.03	0.02	-2.82	-0.04 ***	0.02	-3.97
N/R <sup>2</sup>	273/0.7047			259/0.7994			299/0.7856			277/0.8281		
RSE/F-Wert	0.1654/47.54***			0.1289/75.10***			0.1537/80.33***			0.1233/97.43***		
	t=2003						t=2004					
Konstante	8.64 ***	0.24		8.82 ***	0.18		8.87 ***	0.22		9.04 ***	0.18	
ln(WF)	0.52 ***	0.06		0.51 ***	0.04		0.41 ***	0.05		0.39 ***	0.04	
ln(GF)	0.26 ***	0.03		0.24 ***	0.02		0.33 ***	0.03		0.32 ***	0.02	
ln(BA)	-0.08 ***	0.02		-0.08 ***	0.01		-0.10 ***	0.02		-0.11 ***	0.02	
ST[freistehend]	0.06 *	0.03	5.86	0.07 ***	0.02	7.55	0.09 ***	0.03	9.32	0.12 ***	0.03	12.38
ST[Mittelhaus]	0.01	0.02	0.78	-0.01	0.02	-0.83	0.00	0.02	0.44	0.01	0.02	1.29
VG[1 Vollge.]	-0.03	0.02	-2.99	-0.03	0.02	-3.10	-0.04	0.02	-3.70	-0.06 ***	0.02	-5.70
DF[Flachdach]	-0.02	0.04	-1.61	0.03	0.03	2.82	0.04	0.03	3.91	0.06 **	0.03	6.32
DF[DGA nein]	0.02	0.02	1.70	0.03	0.02	2.64	0.01	0.03	1.32	0.00	0.02	-0.45
AQ[einfach]	-0.11 ***	0.03	-10.14	-0.09 ***	0.03	-8.62	-0.02	0.04	-1.68	0.00	0.03	-0.50
AQ[gehoben]	0.09 ***	0.03	9.16	0.09 ***	0.02	9.21	0.11 ***	0.03	11.48	0.09 ***	0.02	9.80
LQ[gut]	0.08 ***	0.02	8.41	0.09 ***	0.02	9.11	0.12 ***	0.02	12.17	0.12 ***	0.02	12.58
LQ[sehr gut]	0.18 ***	0.03	20.25	0.16 ***	0.02	16.80	0.24 ***	0.03	27.33	0.22 ***	0.03	24.56
VJ[t+1]	0.04 **	0.02	3.81	0.03 **	0.01	3.15	0.03	0.02	3.03	0.01	0.02	1.42
N/R <sup>2</sup>	302/0.8277			280/0.8618			272/0.8555			256/0.8881		
RSE/F-Wert	0.1490/106.46***			0.1207/127.54***			0.1488/117.48***			0.12443/147.73***		
	t=2005						t=2006					
Konstante	9.07 ***	0.26		8.98 ***	0.21		9.02 ***	0.28		8.87 ***	0.22	
ln(WF)	0.43 ***	0.05		0.41 ***	0.04		0.51 ***	0.05		0.52 ***	0.04	
ln(GF)	0.27 ***	0.03		0.30 ***	0.03		0.21 ***	0.03		0.23 ***	0.03	
ln(BA)	-0.08 ***	0.02		-0.07 ***	0.02		-0.05 ***	0.02		-0.04 ***	0.01	
ST[freistehend]	0.05	0.03	5.29	0.05	0.03	4.63	0.01	0.03	1.26	-0.01	0.03	-0.83
ST[Mittelhaus]	-0.05	0.03	-4.47	-0.02	0.02	-1.96	-0.06 **	0.03	-6.20	-0.04 *	0.02	-4.12
VG[1 Vollge.]	0.00	0.03	-0.43	-0.03	0.02	-3.33	0.01	0.03	1.16	0.02	0.02	1.81
DF[Flachdach]	0.02	0.03	2.05	0.03	0.03	2.60	0.04	0.04	3.81	0.03	0.03	3.33
DF[DGA nein]	0.05	0.03	4.87	0.03	0.03	2.75	0.02	0.03	2.02	0.01	0.02	0.78
AQ[einfach]	-0.08 **	0.04	-9.92	-0.07 **	0.03	-7.03	-0.13 ***	0.03	-11.97	-0.11 ***	0.02	-10.72
AQ[gehoben]	0.10 ***	0.03	9.99	0.09 ***	0.02	9.36	0.09 ***	0.03	9.81	0.09 ***	0.02	9.02
LQ[mäßig]	-0.05	0.04	-4.99	-0.06 **	0.03	-5.90	-0.11 ***	0.03	-10.55	-0.13 ***	0.03	-12.01
LQ[gut]	0.14 ***	0.02	15.08	0.12 ***	0.02	12.50	0.12 ***	0.02	12.43	0.11 ***	0.02	11.86
LQ[sehr gut]	0.24 ***	0.04	27.31	0.21 ***	0.03	22.73	0.17 ***	0.03	17.89	0.13 ***	0.03	13.96
VJ[t+1]	0.06 ***	0.02	6.46	0.08 ***	0.02	8.28	-0.01	0.02	-1.36	-0.03 *	0.02	-2.86
N/R <sup>2</sup>	288/0.8155			263/0.8506			264/0.8237			244/0.8635		
RSE/F-Wert	0.1559/86.16***			0.1289/100.86***			0.1362/83.10***			0.1129/103.51***		

Legende: \* p&lt;0.1; \*\* p&lt;0.05; \*\*\* p&lt;0.01



Tabelle 4.9: (Fortsetzung)

	t=2007			t=2008			t=2009			t=2010			t=2011			t=2012																					
	$\hat{b}$	SE vorher	$\Delta\%$	$\hat{b}$	SE nachher	$\Delta\%$	$\hat{b}$	SE vorher	$\Delta\%$	$\hat{b}$	SE nachher	$\Delta\%$	$\hat{b}$	SE vorher	$\Delta\%$	$\hat{b}$	SE nachher	$\Delta\%$																			
Konstante	8.64 ***	0.36		8.92 ***	0.22		9.16 ***	0.37		9.26 ***	0.22		8.87 ***	0.31		8.77 ***	0.23		8.71 ***	0.25		8.63 ***	0.21		9.26 ***	0.25		9.14 ***	0.18		9.09 ***	0.26		9.14 ***	0.23		
ln(WF)	0.55 ***	0.08		0.50 ***	0.04		0.48 ***	0.08		0.50 ***	0.05		0.51 ***	0.05		0.48 ***	0.03		0.51 ***	0.06		0.51 ***	0.04		0.44 ***	0.05		0.48 ***	0.03		0.51 ***	0.06		0.51 ***	0.04		
ln(GF)	0.23 ***	0.04		0.23 ***	0.03		0.21 ***	0.04		0.29 ***	0.03		0.29 ***	0.03		0.23 ***	0.03		0.22 ***	0.04		0.22 ***	0.03		0.24 ***	0.04		0.18 ***	0.02		0.22 ***	0.04		0.22 ***	0.03		
ln(BA)	-0.06 ***	0.02		-0.06 ***	0.01		-0.06 ***	0.02		-0.07 ***	0.02		-0.07 ***	0.02		-0.06 ***	0.01		-0.07 ***	0.03		-0.07 ***	0.02		-0.06 ***	0.03		-0.06 ***	0.02		-0.06 ***	0.02		-0.08 ***	0.02		
ST[freistehend]	0.05	0.04	4.66	0.06 **	0.03		6.29	0.06	0.04	6.17	0.06 **	0.03	6.26	0.06	0.04	5.22	0.03	0.03	3.12	0.03	0.03	2.89	0.03	0.03	2.84	0.03	0.03	1.40	0.01	0.02	0.76	0.01	0.03	0.82	-0.01	0.02	-1.36
ST[Mittelhaus]	-0.02	0.02	-1.59	0.00	0.02	-0.47	0.00	0.02	0.46	0.02	0.02	0.02	0.02	0.02	0.02	1.40	0.01	0.02	0.76	0.01	0.03	0.82	-0.01	0.02	-1.36	0.01	0.03	-0.43	0.00	0.02	-0.10	-0.02	0.03	-2.09	-0.01	0.02	-1.06
VG[1 Vollge.]	0.01	0.03	0.94	0.02	0.02	1.58	0.00	0.03	0.44	-0.01	0.02	-0.60	0.03	0.03	0.03	0.94	0.02	0.02	0.17	-0.06	**	0.03	-5.73	-0.04	*	0.02	-4.13	0.06	0.06	0.09	**	0.02	1.90	0.03	0.03	3.02	
DF[Flachdach]	0.08 *	0.04	8.53	0.11 ***	0.03	11.51	0.09 **	0.04	9.73	0.10 ***	0.03	10.39	0.03	0.03	0.03	4.46	0.04	0.03	4.52	0.02	0.04	1.65	0.05	0.03	4.82	0.04	0.04	0.46	0.04	0.03	-0.89	-0.01	0.03	-1.35	0.01	0.03	1.29
DF[DGA nein]	-0.01	0.03	-0.91	0.00	0.03	-0.03	-0.03	0.04	-3.46	-0.03	0.03	-3.15	0.03	0.03	0.03	-1.96	0.01	0.03	1.28	0.02	0.03	2.46	0.04	0.03	4.05	-0.02	0.03	-1.96	0.01	0.03	1.28	0.02	0.03	2.46	0.04	0.03	4.05
AQ[einfach]	-0.02	0.05	-2.26	-0.03	0.03	-3.44	-0.06	0.06	-5.68	-0.06	0.04	-6.01	0.04	0.04	0.04	14.03	0.15 ***	0.02	16.61	0.13 ***	0.03	14.37	0.13 ***	0.02	13.99	0.13 ***	0.02	6.57	0.06 **	0.02	6.69	0.07 **	0.02	7.20	0.06 ***	0.02	5.74
AQ[gehoben]	0.09 ***	0.03	9.85	0.08 ***	0.02	8.16	0.10 ***	0.03	10.43	0.10 ***	0.02	10.55	0.03	0.03	0.03	-9.33	-0.11 ***	0.04	-10.43	-0.15 ***	0.05	-14.43	-0.14 ***	0.04	-13.06	0.13 ***	0.02	14.03	0.15 ***	0.02	16.61	0.13 ***	0.03	14.37	0.13 ***	0.02	13.99
LQ[mäßig]	-0.08 *	0.04	-7.87	-0.09 ***	0.03	-9.03	-0.08 *	0.04	-7.32	-0.09 ***	0.03	-8.82	0.03	0.03	0.03	-6.24	-0.06	0.04	-5.96	-0.06	0.05	-6.02	-0.06 *	0.04	-6.15	-0.06 **	0.02	6.57	0.06 **	0.02	6.69	0.07 **	0.02	7.20	0.06 ***	0.02	5.74
LQ[gut]	0.13 ***	0.02	13.65	0.12 ***	0.02	12.68	0.10 ***	0.02	11.01	0.09 ***	0.02	9.87	0.03	0.03	0.03	21.31	0.19 ***	0.03	20.97	0.19 ***	0.03	20.94	0.16 ***	0.03	17.00	0.19 ***	0.03	21.31	0.19 ***	0.03	20.97	0.19 ***	0.03	20.94	0.16 ***	0.03	17.00
LQ[sehr gut]	0.23 ***	0.04	26.22	0.16 ***	0.03	17.80	0.25 ***	0.05	28.19	0.19 ***	0.02	20.71	0.03	0.03	0.03	0.82	0.29	0.08 **	8.21	0.02	0.02	2.36	0.02	0.02	1.61	0.19 ***	0.03	21.31	0.19 ***	0.03	20.97	0.19 ***	0.03	20.94	0.16 ***	0.03	17.00
VJ[t+1]	0.01	0.02	0.80	0.00	0.02	-0.31	-0.08 ***	0.02	-8.10	-0.08 ***	0.02	-7.42	0.03	0.03	0.03	0.82	0.29	0.08 **	8.21	0.02	0.02	2.36	0.02	0.02	1.61	0.01	0.02	0.80	0.00	0.02	-0.31	-0.08 ***	0.02	-8.10	-0.08 ***	0.02	-7.42
N/R <sup>2</sup>	300/0.7595			280/0.8144			320/0.6980			298/0.7436			310/0.7474			288/0.8004			342/0.7608			322/0.7957			9.26 ***			9.41 ***			9.09 ***			9.14 ***			
RSE/F-Wert	0.1685/64.27***			0.1297/83.06***			0.1824/50.35***			0.1415/58.63***			0.1693/62.35***			0.1398/78.18***			0.1758/74.30***			0.1472/85.42***			0.44 ***			0.48 ***			0.51 ***			0.51 ***			

Legende: \* p&lt;0.1; \*\* p&lt;0.05; \*\*\* p&lt;0.01

Tabelle 4.9: (Fortsetzung)

	$\hat{b}$			Abhängige Variable: $\ln(KP)$			$\hat{b}$					
	$SE$	$\Delta\%$		$SE$	$\Delta\%$		$SE$	$\Delta\%$				
	vorher			nachher			vorher			nachher		
t=2013												
Konstante	9.06 ***	0.26		9.14 ***	0.23							
$\ln(WF)$	0.53 ***	0.05		0.50 ***	0.04							
$\ln(GF)$	0.22 ***	0.04		0.25 ***	0.03							
$\ln(BA)$	-0.09 ***	0.02		-0.10 ***	0.02							
ST[freistehend]	0.05	0.04	5.56	0.03	0.03	2.93						
ST[Mittelhaus]	-0.04 *	0.02	-4.21	-0.04 *	0.02	-4.19						
VG[1 Vollge.]	-0.06 **	0.03	-6.26	-0.04 *	0.02	-4.07						
DF[Flachdach]	0.04	0.03	3.75	0.04	0.03	4.11						
DF[DGA nein]	-0.02	0.03	-2.09	0.01	0.02	0.66						
AQ[einfach]	-0.23 ***	0.05	-20.25	-0.21 ***	0.04	-18.82						
AQ[gehoben]	0.12 ***	0.03	12.64	0.10 ***	0.03	10.59						
LQ[gut]	0.11 ***	0.02	12.05	0.09 ***	0.02	9.75						
LQ[sehr gut]	0.34 ***	0.04	40.93	0.31 ***	0.03	36.04						
VJ[t+1]	0.08 ***	0.02	8.51	0.10 ***	0.02	10.37						
$N/R^2$	291/0.8370			274/0.8404								
RSE/F-Wert	0.1679/109.40***			0.1483/105.32***								

Legende: \*  $p < 0.1$ ; \*\*  $p < 0.05$ ; \*\*\*  $p < 0.01$

Koeffizienten einzelner Kategorien werden mangels Teststärke teilweise als nicht signifikant und mit einem der Hypothese entgegengesetzten Vorzeichen ausgewiesen. Einen kompakten Überblick hierzu gibt Tabelle 4.10. In dieser sind jeweils Minimum (*min*), Mittelwert (*mean*) und Maximum (*max*) der Modellgrößen nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer ausgewiesen. Die vorletzte Spalte gibt zudem an, in wie viel Prozent aller Modelle (in denen die jeweilige Variable einbezogen wurde) die Nullhypothese bezüglich des jeweiligen Koeffizienten zum Signifikanzniveau 5% verworfen wurde. Die letzte Spalte gibt die gemäß Hypothese vermutete Richtung des Effekts wieder. Kategorien, deren Koeffizienten teilweise mit falschem Vorzeichen ausgewiesen wurden, sind grau hinterlegt.

Angesichts der Folgen der eingeschränkten Teststärke eignet sich der TA-Ansatz zur Ableitung von Preisindizes, jedoch nicht zur Ableitung adäquater Anpassungsfaktoren und Schätzfunktionen für andere Objekte als das Referenzobjekt. Bei der Ableitung von Preisindizes sollten auch jene Kategorien in den Modellen belassen werden, deren Koeffizienten nicht signifikant und ggf. mit falschem Vorzeichen ausgewiesen wurden, denn deren Vernachlässigung würde zur Verzerrung anderer Koeffizienten und damit vor allem der Koeffizienten der für die Ermittlung von Preisindizes relevanten Zeit-Dummy-Variablen führen.

**Tabelle 4.10:** Verteilung der Kenngrößen der Modelle beim TA-Ansatz nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer für Einfamilienhäuser im Wiederverkauf

	$\hat{b}$			SE			$\Delta\%$			**	H
	min	mean	max	min	mean	max	min	mean	max		
Konstante	8.63	9.03	9.41	0.18	0.21	0.23				100%	+
ln(WF)	0.39	0.48	0.57	0.03	0.04	0.05				100%	+
ln(GF)	0.18	0.24	0.32	0.02	0.03	0.03				100%	+
ln(BA)	-0.11	-0.07	-0.04	0.01	0.01	0.02				100%	-
ST[freistehend]	-0.01	0.04	0.12	0.02	0.03	0.03	-0.83	4.33	12.38	31%	+
ST[Mittelhaus]	-0.06	-0.01	0.02	0.02	0.02	0.02	-5.40	-1.44	1.85	15%	-
VG[1 Vollgeschoss]	-0.06	-0.02	0.02	0.02	0.02	0.02	-5.70	-1.95	1.81	15%	-
DF[Flachdach]	0.01	0.05	0.11	0.03	0.03	0.03	1.11	5.34	11.51	38%	++
DF[DG unausgebaut]	-0.03	0.01	0.04	0.02	0.02	0.03	-3.15	1.23	4.22	0%	+
AQ[einfach]	-0.24	-0.11	0.00	0.02	0.03	0.04	-21.21	-10.71	-0.50	77%	-
AQ[gehoben]	0.04	0.10	0.15	0.02	0.02	0.03	3.64	10.07	16.61	92%	+
LQ[mäßig]	-0.13	-0.07	-0.03	0.03	0.03	0.04	-12.01	-7.07	-2.59	63%	-
LQ[gut]	0.04	0.09	0.12	0.02	0.02	0.02	4.54	9.31	12.68	100%	+
LQ[sehr gut]	0.13	0.19	0.31	0.02	0.03	0.03	13.96	21.02	36.04	100%	++
VJ[t+1]	-0.08	0.02	0.10	0.01	0.02	0.02	-7.42	2.43	10.37	62%	
N	min/mean/max			244/277/322							
R <sup>2</sup>	min/mean/max			0.7440/0.8261/0.8880							
RSE	min/mean/max			0.1130/0.1328/0.1480							

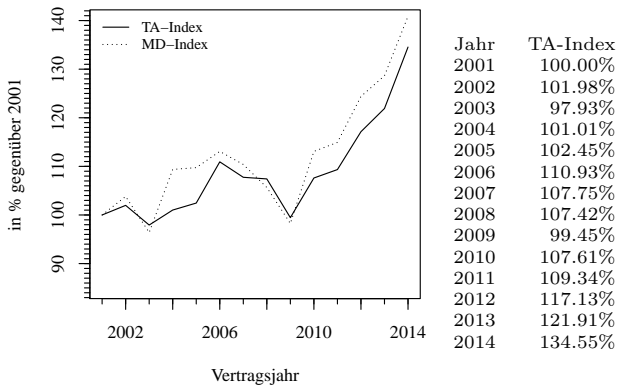
**Preisindexreihe** Die Ermittlung einer Preisindexreihe zum Basisjahr 2001 erfolgt aus den Modellen nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer in zwei Schritten. Zunächst werden aus den Modellen  $t = 2001, \dots, 2013$  die Preisindizes

$$IP_{t,t+1} = 100 + \Delta_{t+1}[\%] \quad , t = 2001, \dots, 2013 \quad (4.40)$$

des jeweiligen Folgejahres  $t+1$  zum jeweiligen Referenzjahr  $t$  abgeleitet. Aus diesen wiederum werden durch Verkettung Preisindizes der einzelnen Jahre  $\tau = 2001, \dots, 2014$  gegenüber dem Basisjahr 2001 wie folgt ermittelt:

$$IP_{2001,\tau} = \prod_{t=2001}^{\tau} PI_{t,t+1} \quad , \tau = 2001, \dots, 2014 \quad (4.41)$$

Abbildung 4.15 gibt die auf diese Weise ermittelte Preisindexreihe (TA-Index) zum Basisjahr 2001 graphisch wieder. Ergänzend wurde eine auf Basis der Mediane der Kaufpreise in den einzelnen Jahren ermittelte Preisindexreihe (MD-Index) abgetragen. Beim MD-Index erfolgt keine Kontrolle der Qualitätsunterschiede der Einheiten in den einzelnen Jahren. Abweichungen zwischen dem TA- und MD-Index verdeutlichen die Notwendigkeit einer Kontrolle der Qualitätsunterschiede zur Messung der reinen Preisänderung und damit den Vorteil des TA-Index.



**Abbildung 4.15:** Preisindexreihe gemäß dem TA-Ansatz für Einfamilienhäuser im Wiederverkauf von 2001 bis 2014 gegenüber dem Basisjahr 2001

**Modelldiagnostik** Für die einzelnen Modelle ergaben sich dieselben Implikationen hinsichtlich der Erfüllung der Prämissen der klassischen multiplen linearen Regression wie beim TD-Ansatz. Einflussreiche Ausreißer führten mehr oder weniger zu Abweichungen der Verteilung der Residuen von der theoretischen Normalverteilung an den Rändern. Nach deren Ausschluss sind die Residuen jeweils näherungsweise normal verteilt. Ab einem Baualter von etwa 20 Jahren nimmt die Streuung der Fehler stark zu. Um dennoch aussagekräftige Hypothesentests zu ermöglichen, wurden robuste Standardfehler verwendet.

#### 4.1.4 Schätzung von Preisindizes nach dem RW-Ansatz

In diesem Abschnitt folgt die Schätzung einer Preisindexreihe für Transaktionen von Einfamilienhäusern im Wiederverkauf nach dem RW-Ansatz. Die Anzahl pro Modell aggregierter Jahre wurde auf 10 Jahre festgelegt, sodass mindestens 1500 Fälle pro Modell für eine hinreichende Teststärke und Präzision vorliegen und gegenüber dem TD-Ansatz keine weiteren Kategorien aufgrund unzureichender Belegung auszuschließen sind. Die Ausgangsbasis bilden demnach über je 10 aufeinanderfolgende Jahre aggregierte Teilstichproben.

Tabelle 4.11 gibt die Verteilung der Variablen in den über je 10 Jahre aggregierten Teilstichproben, sortiert nach dem Referenzjahr  $t$ , wieder. Für metrische Variablen wurde der Mittelwert ( $mean$ ), die Standardabweichung ( $sd$ ), das Minimum ( $min$ ) und das Maximum ( $max$ ) ausgewiesen. Für die kategorialen Variablen wurde die relative Häufigkeit ausgewiesen. Die letzte Zeile gibt den Umfang der Teilstichproben ( $N$ ) wieder. Die Referenzkategorien (0) sind analog zum TD-Ansatz festgelegt.

**Tabelle 4.11:** Teilstichproben beim RW-Ansatz für Einfamilienhäuser im Wiederverkauf

Variable	Referenzjahr $t$					Variable	Referenzjahr $t$				
	2001	2002	2003	2004	2005		2001	2002	2003	2004	2005
<i>KP (Kaufpreis [1000 €])</i>						<i>DF (Dachform/-ausbau)</i>					
mean	316	320	327	340	351	0: DG ausgebaut	71%	70%	70%	70%	71%
sd	125	128	134	143	158	1: Flachdach	9%	9%	9%	9%	10%
min	79	79	79	79	79	2: DG unausgebaut	20%	21%	21%	21%	20%
max	1245	1245	1245	1420	1850	<i>KG (Unterkellerung)</i>					
<i>WF (Wohnfläche [m<sup>2</sup>])</i>						0: ja	97%	97%	97%	97%	97%
mean	143	143	145	146	147	1: nein	3%	3%	3%	3%	3%
sd	43	42	46	46	48	<i>AQ (Ausstattung)</i>					
min	50	50	50	50	50	0: mittel	65%	65%	65%	65%	66%
max	598	405	700	700	700	1: einfach	11%	11%	11%	11%	10%
<i>GF (Grundstücksfläche [m<sup>2</sup>])</i>						3: gehoben	24%	24%	24%	24%	23%
mean	422	426	433	438	436	<i>LQ (Lagequalität)</i>					
sd	341	345	353	358	354	0: mittel	40%	39%	40%	40%	41%
min	21	21	21	21	21	1: mäßig	6%	7%	8%	8%	8%
max	8129	8129	8129	8129	8129	2: gut	40%	40%	39%	38%	38%
<i>BA (Baualter [Jahre])</i>						3: sehr gut	13%	14%	14%	14%	14%
mean	40	40	41	42	42	<i>VJ (Vertragsjahr)</i>					
sd	27	27	27	27	27	0: $t$	9%	9%	11%	9%	9%
min	2	2	2	2	2	1: $t+1$	10%	11%	9%	9%	10%
max	223	223	223	223	223	2: $t+2$	12%	9%	9%	10%	8%
<i>ST (Gebäudestellung)</i>						3: $t+3$	9%	9%	10%	8%	12%
0: Kopfhäus	37%	36%	36%	37%	38%	4: $t+4$	10%	10%	8%	12%	9%
1: freistehend	28%	29%	29%	30%	29%	5: $t+5$	10%	8%	12%	9%	11%
2: Mittelhaus	35%	35%	35%	33%	33%	6: $t+6$	8%	12%	9%	11%	11%
<i>VG (Vollgeschosse)</i>						7: $t+7$	12%	9%	11%	11%	9%
0: 2 Vollgeschosse	66%	65%	64%	63%	63%	8: $t+8$	9%	11%	11%	9%	10%
1: 1 Vollgeschoss	34%	35%	36%	37%	37%	9: $t+9$	12%	11%	9%	10%	10%
$N$	1544	1571	1570	1554	1562	$N$	1544	1571	1570	1554	1562

Für jede der fünf Teilstichproben wurde je ein Modell analog dem finalen Modell des TD-Ansatzes geschätzt. Jedes dieser Modelle wurde wiederum vor und nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer geschätzt. Entsprechend wurden insgesamt  $2 \cdot 5 = 10$  Modelle geschätzt. Tabelle 4.12 gibt die Zusammenfassung der Modelle vor und nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer, aufsteigend sortiert nach dem Referenzjahr  $t$ , wieder. Dabei bezeichnen  $\hat{b}$  die geschätzten Koeffizienten,  $SE$  die robusten Standardfehler (Typ HC3) und  $\Delta\%$  die unter Normalverteilung der Residuen besten erwartungstreuen Schätzer der prozentualen Änderung des Kaufpreises der jeweiligen Kategorien gegenüber der Referenzkategorie (0).

**Tabelle 4.12:** Zusammenfassung der Modelle beim RW-Ansatz für Einfamilienhäuser im Wiederverkauf vor und nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer

	vorher				Abhängige Variable: ln(KP) nachher				nachher			
	$\hat{b}$	SE	$\Delta\%$	$\hat{b}$	SE	$\Delta\%$	$\hat{b}$	SE	$\Delta\%$	$\hat{b}$	SE	$\Delta\%$
	t=2001				t=2002							
Konstante	8.84 ***	0.12		8.87 ***	0.09		8.80 ***	0.12		8.83 ***	0.09	
ln(WF)	0.52 ***	0.02		0.49 ***	0.02		0.50 ***	0.03		0.50 ***	0.02	
ln(GF)	0.22 ***	0.02		0.24 ***	0.01		0.25 ***	0.02		0.25 ***	0.01	
ln(BA)	-0.06 ***	0.01		-0.06 ***	0.01		-0.07 ***	0.01		-0.07 ***	0.01	
ST[1: freistehend]	0.05 ***	0.02		5.49 0.04 ***	0.01		3.73 0.04 ***	0.01		4.55 0.04 ***	0.01	4.53
ST[3: Mittelhaus]	-0.01	0.01	-0.72 -0.01	0.01	-1.02 0.00	0.01	-0.47 0.00	0.01	-0.47 0.00	0.01	-0.34	
VG[1: VG=1]	-0.02	0.01	-1.57 -0.01	0.01	-1.10 -0.01	0.01	-1.38 -0.01	0.01	-1.38 -0.01	0.01	-1.45	
KG[1: nein]	-0.06 *	0.03	-5.52 -0.07 ***	0.02	-6.57 -0.05	0.03	-5.24 -0.06 ***	0.02	-6.26			
DF[1: Flachdach]	0.03 *	0.02	3.18 0.04 ***	0.01	3.59 0.03 *	0.02	2.97 0.04 ***	0.01	4.15			
DF[2: DGA nein]	0.03 **	0.01	2.57 0.02 **	0.01	2.45 0.01	0.01	1.09 0.01	0.01	1.03			
AQ[1: einfach]	-0.10 ***	0.02	-9.37 -0.10 ***	0.01	-9.73 -0.12 ***	0.02	-10.92 -0.11 ***	0.01	-10.16			
AQ[3: gehoben]	0.09 ***	0.01	9.33 0.09 ***	0.01	9.06 0.09 ***	0.01	9.79 0.09 ***	0.01	9.58			
LQ[1: mäßig]	-0.08 ***	0.02	-7.44 -0.09 ***	0.02	-8.16 -0.08 ***	0.02	-7.84 -0.08 ***	0.02	-7.96			
LQ[3: gut]	0.10 ***	0.01	10.42 0.10 ***	0.01	10.22 0.10 ***	0.01	10.50 0.09 ***	0.01	9.79			
LQ[4: sehr gut]	0.21 ***	0.02	23.23 0.18 ***	0.01	20.16 0.21 ***	0.02	23.07 0.18 ***	0.01	19.18			
VJ[t+1]	0.00	0.02	-0.28 0.01	0.02	0.85 -0.02	0.02	-2.22 -0.03	0.02	-2.49			
VJ[t+2]	-0.03	0.02	-2.65 -0.01	0.02	-1.40 0.02	0.02	1.70 0.01	0.02	0.69			
VJ[t+3]	0.01	0.02	1.48 0.02	0.02	1.61 0.05 ***	0.02	5.18 0.02	0.02	2.28			
VJ[t+4]	0.05 **	0.02	4.91 0.04 **	0.02	3.66 0.12 ***	0.02	12.46 0.11 ***	0.02	11.53			
VJ[t+5]	0.12 ***	0.02	12.24 0.12 ***	0.02	12.47 0.10 ***	0.02	10.01 0.08 ***	0.02	8.85			
VJ[t+6]	0.09 ***	0.02	9.56 0.09 ***	0.02	9.81 0.09 ***	0.02	9.09 0.07 ***	0.02	7.52			
VJ[t+7]	0.09 ***	0.02	8.99 0.08 ***	0.02	8.60 0.01	0.02	0.89 0.01	0.02	0.96			
VJ[t+8]	0.01	0.02	0.85 0.02	0.02	2.12 0.10 ***	0.02	10.00 0.09 ***	0.02	9.54			
VJ[t+9]	0.09 ***	0.02	9.86 0.11 ***	0.02	11.09 0.11 ***	0.02	11.78 0.11 ***	0.02	11.49			
N/R <sup>2</sup>	1544/0.7676			1466/0.8154			1571/0.7744			1490/0.8143		
RSE/F-Wert	0.1653/218.29***			0.1363/276.93***			0.1661/230.87***			0.1384/279.55***		
	t=2003				t=2004							
Konstante	8.85 ***	0.12		8.84 ***	0.09		8.83 ***	0.12		8.81 ***	0.09	
ln(WF)	0.50 ***	0.03		0.50 ***	0.02		0.50 ***	0.03		0.51 ***	0.02	
ln(GF)	0.23 ***	0.02		0.23 ***	0.01		0.24 ***	0.02		0.24 ***	0.01	
ln(BA)	-0.06 ***	0.01		-0.06 ***	0.01		-0.06 ***	0.01		-0.06 ***	0.01	
ST[1: freistehend]	0.05 ***	0.01	5.00 0.05 ***	0.01	4.64 0.05 ***	0.01	4.74 0.04 ***	0.01	4.15			
ST[3: Mittelhaus]	-0.02	0.01	-1.60 -0.02 *	0.01	-1.56 -0.02 *	0.01	-1.97 -0.02 **	0.01	-1.95			
VG[1: VG=1]	-0.01	0.01	-1.23 -0.01	0.01	-0.87 -0.02 *	0.01	-2.12 -0.02 **	0.01	-1.79			
KG[1: nein]	-0.03	0.03	-2.94 -0.05 **	0.02	-4.62 0.00	0.03	-0.09 -0.03	0.02	-2.62			
DF[1: Flachdach]	0.04 **	0.02	3.99 0.05 ***	0.01	5.04 0.04 ***	0.02	4.42 0.05 ***	0.01	5.39			
DF[2: DGA nein]	0.02	0.01	1.57 0.02 *	0.01	1.95 0.02	0.01	1.78 0.02 **	0.01	2.18			
AQ[1: einfach]	-0.12 ***	0.02	-11.48 -0.12 ***	0.01	-10.96 -0.13 ***	0.02	-12.27 -0.12 ***	0.01	-11.11			
AQ[3: gehoben]	0.11 ***	0.01	11.52 0.11 ***	0.01	11.23 0.12 ***	0.01	12.47 0.11 ***	0.01	11.39			
LQ[1: mäßig]	-0.08 ***	0.02	-7.82 -0.08 ***	0.02	-7.85 -0.07 ***	0.02	-6.74 -0.06 ***	0.02	-5.87			
LQ[3: gut]	0.10 ***	0.01	10.14 0.09 ***	0.01	9.54 0.10 ***	0.01	10.38 0.09 ***	0.01	9.63			
LQ[4: sehr gut]	0.22 ***	0.02	24.31 0.18 ***	0.01	20.29 0.23 ***	0.02	26.03 0.20 ***	0.01	22.41			
VJ[t+1]	0.04 **	0.02	3.94 0.03 *	0.02	2.89 0.03	0.02	3.08 0.02	0.02	1.82			
VJ[t+2]	0.07 ***	0.02	7.31 0.05 ***	0.02	4.86 0.10 ***	0.02	10.53 0.10 ***	0.02	10.50			
VJ[t+3]	0.14 ***	0.02	14.84 0.13 ***	0.02	13.94 0.08 ***	0.02	8.31 0.08 ***	0.02	7.91			
VJ[t+4]	0.12 ***	0.02	12.45 0.11 ***	0.02	11.59 0.07 ***	0.02	7.42 0.06 ***	0.02	6.69			
VJ[t+5]	0.11 ***	0.02	11.57 0.10 ***	0.02	10.03 -0.01	0.02	-0.66 0.00	0.02	0.49			
VJ[t+6]	0.03	0.02	3.07 0.03 **	0.02	3.51 0.08 ***	0.02	8.12 0.09 ***	0.02	9.07			
VJ[t+7]	0.12 ***	0.02	12.37 0.12 ***	0.02	12.28 0.10 ***	0.02	10.06 0.10 ***	0.02	10.62			
VJ[t+8]	0.13 ***	0.02	14.15 0.13 ***	0.02	13.49 0.16 ***	0.02	17.26 0.16 ***	0.02	17.01			
VJ[t+9]	0.20 ***	0.02	21.82 0.19 ***	0.02	20.67 0.21 ***	0.02	23.41 0.21 ***	0.02	23.26			
N/R <sup>2</sup>	1570/0.7762			1482/0.8211			1554/0.7829			1467/0.8223		
RSE/F-Wert	0.1686/233.14***			0.1379/290.89***			0.1699/239.85***			0.1402/290.30***		

Legende: \* p&lt;0.1; \*\* p&lt;0.05; \*\*\* p&lt;0.01

Tabelle 4.12: (Fortsetzung)

	vorher			Abhängige Variable: ln(KP)			vorher			nachher		
	$\hat{b}$	SE	$\Delta\%$	$\hat{b}$	SE	$\Delta\%$	$\hat{b}$	SE	$\Delta\%$	$\hat{b}$	SE	$\Delta\%$
t=2005												
Konstante	8.91 ***	0.12		8.87 ***	0.09							
ln(WF)	0.50 ***	0.02		0.51 ***	0.02							
ln(GF)	0.23 ***	0.02		0.23 ***	0.01							
ln(BA)	-0.06 ***	0.01		-0.06 ***	0.01							
ST[1: freistehend]	0.05 ***	0.02		5.18 0.04	*** 0.01	4.38						
ST[3: Mittelhaus]	-0.02 **	0.01		-2.46 -0.03	*** 0.01	-2.50						
VG[1: VG=1]	-0.03 **	0.01		-2.68 -0.02	** 0.01	-2.05						
KG[1: nein]	0.00	0.03		-0.31 -0.03	0.02	-2.55						
DF[1: Flachdach]	0.06 ***	0.02		5.81 0.07	*** 0.01	7.14						
DF[2: DGA nein]	0.01	0.01		0.79 0.02	*	2.05						
AQ[1: einfach]	-0.15 ***	0.02		-13.90 -0.14	*** 0.01	-12.72						
AQ[3: gehoben]	0.12 ***	0.01		12.41 0.11	*** 0.01	11.47						
LQ[1: mäßig]	-0.06 ***	0.02		-6.10 -0.05	*** 0.02	-5.33						
LQ[3: gut]	0.10 ***	0.01		10.63 0.09	*** 0.01	9.48						
LQ[4: sehr gut]	0.25 ***	0.02		28.44 0.22	*** 0.01	24.13						
VJ[t+1]	0.07 ***	0.02		7.31 0.08	*** 0.02	8.68						
VJ[t+2]	0.05 ***	0.02		5.11 0.06	*** 0.02	6.45						
VJ[t+3]	0.04 **	0.02		4.24 0.05	*** 0.02	5.11						
VJ[t+4]	-0.04 *	0.02		-3.56 -0.01	0.02	-1.40						
VJ[t+5]	0.05 **	0.02		4.96 0.07	*** 0.02	7.08						
VJ[t+6]	0.07 ***	0.02		6.91 0.08	*** 0.02	8.59						
VJ[t+7]	0.13 ***	0.02		13.92 0.14	*** 0.02	15.10						
VJ[t+8]	0.18 ***	0.02		19.88 0.19	*** 0.02	21.29						
VJ[t+9]	0.26 ***	0.02		29.06 0.27	*** 0.02	31.56						
N/R <sup>2</sup>	1562/0.7898			1469/0.8281								
RSE/F-Wert	0.1732/251.26***			0.1422/302.60***								

Legende: \* p<0.1; \*\* p<0.05; \*\*\* p<0.01

Koeffizienten mit geringer Effektstärke werden teilweise auch bei mehr als 1 500 Fällen noch nicht als signifikant ausgewiesen. Die Präzision der Schätzung ist jedoch hinreichend in dem Sinne, dass alle Koeffizienten das gemäß der Hypothese vermutete Vorzeichen aufweisen. Einen kompakteren Überblick gibt Tabelle 4.13. Darin sind Minimum (*min*), Mittelwert (*mean*) und Maximum (*max*) der Modellgrößen nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer ausgewiesen. Die vorletzte Spalte gibt an, in wie viel Prozent der Modelle die Nullhypothese des jeweiligen Koeffizienten zum Signifikanzniveau 5 % verworfen wurde. Die letzte Spalte gibt die gemäß der Hypothese vermutete Richtung des Effektes wieder. Aufgrund der Tatsache, dass alle Koeffizienten zumindest das richtige Vorzeichen aufweisen, kann der RW-Ansatz zur Ableitung einer Preisindexreihe sowie adäquater Schätzfunktionen und Anpassungsfaktoren herangezogen werden. Um eine Verzerrung der Koeffizienten der zur Preisindexermittlung erforderlichen Zeit-Dummy-Variablen zu vermeiden, sind auch hier alle Kategorien in den Modellen zu belassen, auch wenn sich nicht als signifikant ergeben.

**Tabelle 4.13:** Verteilung der Kenngrößen der Modelle beim RW-Ansatz nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer für Einfamilienhäuser im Wiederverkauf

	$\hat{b}$			SE			$\Delta\%$			**	H
	min	mean	max	min	mean	max	min	mean	max		
Konstante	8.81	8.84	8.87	0.09	0.09	0.09				100%	+
ln(WF)	0.49	0.50	0.51	0.02	0.02	0.02				100%	+
ln(GF)	0.23	0.24	0.25	0.01	0.01	0.01				100%	+
ln(BA)	-0.07	-0.06	-0.06	0.01	0.01	0.01				100%	-
ST[freistehend]	0.04	0.04	0.05	0.01	0.01	0.01	3.73	4.29	4.64	100%	+
ST[Mittelhaus]	-0.03	-0.01	0.00	0.01	0.01	0.01	-2.50	-1.47	-0.34	40%	-
VG[1 Vollgeschoss]	-0.02	-0.01	-0.01	0.01	0.01	0.01	-2.05	-1.45	-0.87	20%	-
KG[nein]	-0.07	-0.05	-0.03	0.02	0.02	0.02	-6.57	-4.52	-2.55	60%	-
DF[Flachdach]	0.04	0.05	0.07	0.01	0.01	0.01	3.59	5.06	7.14	100%	++
DF[DG unausgebaut]	0.01	0.02	0.02	0.01	0.01	0.01	1.03	1.93	2.45	40%	+
AQ[einfach]	-0.14	-0.12	-0.10	0.01	0.01	0.01	-12.72	-10.93	-9.73	100%	-
AQ[gehoben]	0.09	0.10	0.11	0.01	0.01	0.01	9.06	10.55	11.47	100%	+
LQ[mäßig]	-0.09	-0.07	-0.05	0.02	0.02	0.02	-8.16	-7.04	-5.33	100%	-
LQ[gut]	0.09	0.09	0.10	0.01	0.01	0.01	9.48	9.73	10.22	100%	+
LQ[sehr gut]	0.18	0.19	0.22	0.01	0.01	0.01	19.18	21.23	24.13	100%	++
VJ[t+1]	-0.03	0.02	0.08	0.02	0.02	0.02	-2.49	2.35	8.68	20%	
VJ[t+2]	-0.01	0.04	0.10	0.02	0.02	0.02	-1.40	4.22	10.50	60%	
VJ[t+3]	0.02	0.06	0.13	0.02	0.02	0.02	1.61	6.17	13.94	60%	
VJ[t+4]	-0.01	0.06	0.11	0.02	0.02	0.02	-1.40	6.41	11.59	80%	
VJ[t+5]	0.00	0.07	0.12	0.02	0.02	0.02	0.49	7.78	12.47	80%	
VJ[t+6]	0.03	0.07	0.09	0.02	0.02	0.02	3.51	7.70	9.81	100%	
VJ[t+7]	0.01	0.09	0.14	0.02	0.02	0.02	0.96	9.51	15.10	80%	
VJ[t+8]	0.02	0.12	0.19	0.02	0.02	0.02	2.12	12.69	21.29	80%	
VJ[t+9]	0.11	0.18	0.27	0.02	0.02	0.02	11.09	19.61	31.56	100%	
N	min/mean/max			1466/1475/1490							
R <sup>2</sup>	min/mean/max			0.8143/0.8202/0.8281							
RSE	min/mean/max			0.1363/0.1390/0.1422							

Beim RW-Ansatz wird nur das aktuelle Basismodell ( $t = 2001$ ) nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer veröffentlicht. Einen Überblick über die daraus abgeleiteten Schätzfunktionen für den Kaufpreis  $KP_{jt}$  bzw. Kaufpreis pro Wohnfläche  $kp_{jt}$  eines Objektes  $j$  im Jahr  $t$ , den jeweiligen Anpassungsfaktoren  $IQ_{0j}^m$  der Kategorie  $j$  gegenüber der Referenzkategorie 0 der Variable  $m$  und die jeweiligen Preisindizes  $IP_{0t}$  des Jahres  $t$  gegenüber dem Referenzjahr 0 gibt Tabelle 4.14. Wesentlich ist, dass sich aus dem Basismodell  $t = 2001$  zunächst nur die Preisindizes der Jahre 2001 bis 2010 gegenüber dem Referenzjahr 2001 ergeben. Die restlichen in Tabelle 4.14 angeführten Preisindizes der Jahre 2011 bis 2014 gegenüber 2001 ergeben sich aus den jeweiligen Folgemodellen  $t = 2001, \dots, 2005$ , worauf hier nun kurz eingegangen wird. Für eine allgemeine und formale Darstellung der Ableitung der in Tabelle 4.14 dargestellten Größen aus dem Basismodell  $t = 2001$  sei auf die Einleitung zu Kapitel 4 verwiesen.



**Tabelle 4.14:** Schätzfunktionen, Anpassungsfaktoren und Preisindizes für Einfamilienhäuser im Wiederverkauf, abgeleitet aus dem Basismodell ( $t = 2001$ ) bei Anwendung des RW-Ansatzes

Schätzfunktionen						
$\widehat{KP}_{jt} = 7161.83 \cdot WF^{0.49} \cdot GF^{0.23} \cdot BA^{-0.06} \prod_{m=1}^6 IQ_{0j}^m \cdot IP_{0t}$						
$\widehat{kp}_{jt} = 7161.83 \cdot WF^{-0.51} \cdot GF^{0.23} \cdot BA^{-0.06} \prod_{m=1}^6 IQ_{0j}^m \cdot IP_{0t}$						
$m$	Variable	Anpassungsfaktoren $j$ Kategorie	$IQ_{0j}^m$	Variable	Preisindizes $t$ Kategorie	$IP_{0t}$
1	Stellung	0 Kopfhaus	100.00%	Vertragsjahr	0 2001	100.00%
		1 freistehend	103.73%		1 2002	100.85%
		2 Mittelhaus	98.98%		2 2003	98.60%
2	Vollgeschoss	0 2 Vollgeschoss	100.00%	3 2004	101.61%	
		1 1 Vollgeschoss	98.90%	4 2005	103.66%	
3	Unterkellerung	0 ja	100.00%	5 2006	112.47%	
		1 nein	93.43%	6 2007	109.81%	
4	Dachform	0 DG ausgebaut	100.00%	7 2008	108.60%	
		1 Flachdach	103.59%	8 2009	102.12%	
		2 DG unausgebaut	102.45%	9 2010	111.09%	
5	Ausstattung	0 mittel	100.00%	10 2011*	112.43%	
		1 einfach	90.27%	11 2012*	118.99%	
		2 gehoben	109.06%	12 2013*	125.24%	
6	Lagequalität	0 mittel	100.00%	13 2014*	136.38%	
		1 mäßig	91.84%			
		2 gut	110.22%			
		3 sehr gut	120.16%			

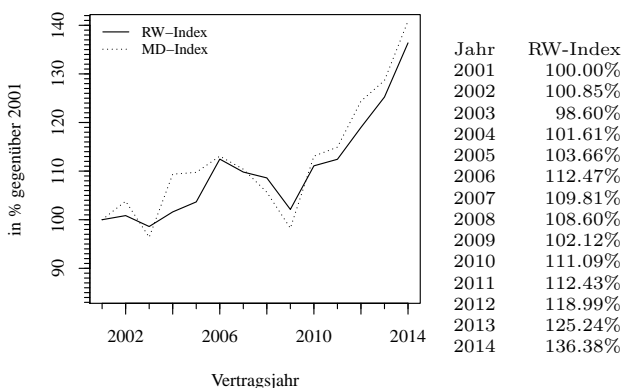
\*Abgeleitet aus den Folgemodellen  $t=2002, \dots, 2005$

Die Folgemodelle  $t = 2002, \dots, 2005$  dienen beim RW-Ansatz lediglich zur Fortschreibung der Preisindexreihe und werden an sich nicht veröffentlicht. Aus den jeweiligen Folgemodellen  $t = 2002, \dots, 2005$  wird jeweils der Preisindex  $IP_{t,t+9} = 100 + \Delta_{t+9}[\%]$  des letzten Jahres  $t + 9$  zum jeweiligen Referenzjahr  $t$  abgeleitet und durch  $IP_{2001,t+9} = IP_{t,t+9} \cdot IP_{2001,t}$  auf das Referenzjahr 2001 des Basismodells umgerechnet. Hieraus resultieren Preisindizes der Jahre 2011 bis 2014 gegenüber dem Jahr 2001, die bereits in Tabelle 4.14 enthalten sind. Auf diese Weise ermöglicht der RW-Ansatz gegenüber dem TD-Ansatz zumindest ab dem Jahr 2011 eine jährliche Fortschreibung der Preisindexreihe ohne Revision der gesamten Preisindexreihe. Hinsichtlich der Anwendung der in Tabelle 4.14 angeführten Größen gelten dieselben Anmerkungen wie bereits beim TD-Ansatz.

Allgemein empfiehlt sich beim RW-Ansatz eine periodische Aktualisierung des Basismodells (z.B. alle 5 Jahre). Bei einer Aktualisierung alle 5 Jahre wäre entsprechend im Jahr 2016 (2021) das erste (zweite) Mal das Basismodell auf Basis der Teilstichproben aus den Jahren 2006 bis

2015 (2011 bis 2020) mit entsprechenden Anpassungsfaktoren sowie der auf das neue Basisjahr 2006 (2011) umgerechneten Preisindexreihe zu veröffentlichen. Insgesamt ermöglicht der RW-Ansatz damit eine periodische Aktualisierung der Schätzfunktionen und Anpassungsfaktoren sowie die Fortschreibung einer langen Preisindexreihe zum Referenzjahr des aktuellen Basismodells und dürfte aus Sicht des Gutachterausschusses, angesichts der Stichprobenumfänge, damit den besten Kompromiss in Bezug auf die Ableitung unterschiedlicher Kenngrößen zur Ermittlung des Marktwertes darstellen.

Abbildung 4.16 gibt die auf Basis des RW-Ansatzes ermittelte Preisindexreihe (RW-Index) graphisch wieder. Ergänzend wurde eine auf Basis der Mediane der Kaufpreise in den einzelnen Jahren ermittelte Preisindexreihe (MD-Index) abgetragen. Beim MD-Index erfolgt keine Kontrolle der Qualitätsunterschiede der Einheiten in den einzelnen Jahren. Abweichungen zwischen dem MD- und RW-Index verdeutlichen die Notwendigkeit einer Kontrolle der Qualitätsunterschiede zur Messung der reinen Preisänderung und damit den Vorteil des RW-Index.



**Abbildung 4.16:** Preisindexreihe gemäß dem RW-Ansatz für Einfamilienhäuser im Wiederverkauf von 2001 bis 2014 gegenüber dem Basisjahr 2001

**Modelldiagnostik** Für die einzelnen Modellen ergaben sich dieselben Implikationen hinsichtlich der Erfüllung der Prämissen der klassischen multiplen linearen Regression wie beim TD-Ansatz. Einflussreiche Ausreißer führten mehr oder weniger zu Abweichungen der Verteilung der Residuen von der theoretischen Normalverteilung an den Rändern. Nach deren Ausschluss sind die Residuen jeweils näherungsweise normal verteilt. Ab einem Baualter von etwa 20 Jahren nimmt die Streuung der Fehler stark zu. Um dennoch aussagekräftige Hypothesentests zu ermöglichen, wurden robuste Standardfehler verwendet.

### 4.1.5 Zusammenfassung und Fazit

In Abschnitt 4.1 wurden Preisindexreihen für Einfamilienhäuser im Wiederverkauf auf Basis des TD-, TA- und RW-Ansatzes geschätzt. Die Evaluation der funktionalen Form im Rahmen des TD-Ansatzes führte zu einem log-log-Modell mit allen potenziell relevanten Variablen als am besten zur Prognose geeignetes Modell. Eine Erweiterung um sachlogisch begründbare Interaktionen und/oder eine Reduktion der Anzahl Variablen führte zu keiner Verbesserung. Insgesamt bestätigte sich im Rahmen des TD-Ansatzes die Relevanz aller zur Sachwertermittlung erforderlichen Variablen für die Prognose des Kaufpreises von Einfamilienhäusern.

Der TD-Ansatz geht mit der maximal erzielbaren Teststärke einher und eignete sich deshalb zur Ableitung einer Preisindexreihe sowie zur Ableitung adäquater Schätzfunktionen und Anpassungsfaktoren für die Vergleichswertermittlung. Allerdings ist die Preisindexreihe nicht jährlich ohne Revision fortschreibbar. Deshalb wurde der TD-Ansatz maßgeblich zur Evaluation der funktionalen Form und der Wahl der Variablen herangezogen. Beim TA-Ansatz mussten gegenüber dem TD-Ansatz weitere Kategorien aufgrund unzureichender Belegung ausgeschlossen werden. Die Teststärke war beim TA-Ansatz so stark eingeschränkt, dass einzelne Koeffizienten teilweise nicht signifikant und teilweise mit einem der Hypothese entgegengesetzten Vorzeichen ausgewiesen wurden. Deshalb eignete sich der TA-Ansatz zur Ableitung einer jährlich ohne Revision fortschreibbaren Preisindexreihe, jedoch nicht zur Ableitung adäquater Schätzfunktionen und Anpassungsfaktoren für die Vergleichswertermittlung. Beim RW-Ansatz wurden je 10 Jahre pro Modell aggregiert, sodass

mindestens 1 500 Fälle pro Modell für eine hinreichende Teststärke und Präzision vorlagen und gegenüber dem TD-Ansatz keine weiteren Kategorien ausgeschlossen werden mussten. Einzelne Koeffizienten ergaben sich auch hier teilweise nicht als signifikant. Die Präzision der Schätzungen war jedoch hinreichend, sodass alle Koeffizienten das korrekte Vorzeichen aufwiesen. Deshalb eignete sich der RW-Ansatz sowohl zur Ableitung einer (ab dem Jahr 2011) jährlich ohne Revision fortschreibbaren Preisindexreihe sowie zur Ableitung adäquater Schätzfunktionen und Anpassungsfaktoren für die Marktwertermittlung.

**Tabelle 4.15:** Zusammenfassender Vergleich der Ergebnisse auf Basis des TD-, RW- und TA-Ansatzes für Einfamilienhäuser im Wiederverkauf

Schätzfunktionen							
TD		$\widehat{KP}_{jt} = 7281.79 \cdot WF^{0.50} \cdot GF^{0.23} \cdot BA^{-0.07} \cdot \prod_{m=1}^6 IQ_{0j}^m \cdot IP_{0t}$					
RW		$\widehat{KP}_{jt} = 7161.83 \cdot WF^{0.49} \cdot GF^{0.23} \cdot BA^{-0.06} \cdot \prod_{m=1}^6 IQ_{0j}^m \cdot IP_{0t}$					
Anpassungsfaktoren		IQ <sub>0j</sub> <sup>m</sup> [%]		Preisindizes		IP <sub>0t</sub> [%]	
m	Variable j	Ansatz		Variable t	Ansatz		
	Kategorie	TD	RW	Kategorie	TD	RW	TA
1	Stellung			Vertragsjahr			
	0 Kopfhaus	100.00	100.00	0 2001	100.00	100.00	100.00
	1 freistehend	104.20	103.73	1 2002	101.43	100.85	101.98
	2 Mittelhaus	98.03	98.98	2 2003	99.28	98.60	97.93
2	Vollgeschoss			3 2004	101.69	101.61	101.01
	0 2 Vollgeschoss	100.00	100.00	4 2005	104.39	103.66	102.45
	1 1 Vollgeschoss	98.21	98.90	5 2006	113.09	112.47	110.93
3	Unterkellerung			6 2007	110.57	109.81	107.75
	0 ja	100.00	100.00	7 2008	108.85	108.60	107.42
	1 nein	95.24	93.43	8 2009	102.43	102.12	99.45
4	Dachform			9 2010	111.36	111.09	107.61
	0 DG-Ausbau ja	100.00	100.00	10 2011	112.84	112.43	109.34
	1 Flachdach	104.72	103.59	11 2012	119.97	118.99	117.13
	2 DG-Ausbau nein	101.81	102.45	12 2013	125.62	125.24	121.91
5	Ausstattung			13 2014	136.14	136.38	134.55
	0 mittel	100.00	100.00				
	1 einfach	88.40	90.27				
	2 gehoben	109.59	109.06				
6	Lagequalität						
	0 mittel	100.00	100.00				
	1 mäßig	92.71	91.84				
	2 gut	109.53	110.22				
	3 sehr gut	122.62	120.16				

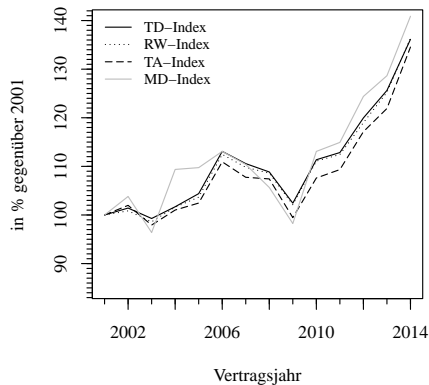
Tabelle 4.15 gibt die auf Basis der jeweiligen Ansätze (TD, RW) abgeleiteten Schätzfunktionen des *Kaufpreises* (*KP*) in Abhängigkeit von der *Wohn-* (*WF*) und *Grundstücksfläche* (*GF*) sowie dem *Baualter* (*BA*) inklusive der Anpassungsfaktoren  $IQ_{0j}^m$  der Kategorien *j* der kategorialen Variable *m* gegenüber der Referenzkategorie 0 sowie die Preisindizes  $IP_{0t}$  des Vertragsjahres *t* gegenüber dem Referenzjahr 0 wieder. Ergänzend

wurden zudem die auf Basis des TA-Ansatzes abgeleiteten Preisindizes (TA) gelistet.

Die Angaben in Tabelle 4.15 erlauben die Ableitung von Schätzfunktionen für alle 36 Typen von Einfamilienhäusern, die in den Normalherstellungskosten 2005/2010 definiert sind. Allerdings lagen zum Grad des Dachgeschossausbaus kaum Angaben vor, sodass beim Dachgeschossausbau nicht klar ist, ob es sich um einen vollständigen oder nur teilweisen Ausbau handelt. Darüber hinaus ist zu berücksichtigen, dass durch die Behandlung fehlender Angaben zum Dachgeschossausbau der positive Effekt des nicht ausgebauten Dachgeschosses und eines Flachdaches gegenüber einem ausgebauten Dachgeschoss tendenziell unterschätzt wird. Bei anderen Variablen war der Anteil fehlender Angaben sehr gering, sodass die Auswirkungen der Behandlung fehlender Angaben bei diesen vernachlässigbar sind.

Ein weiterer Aspekt der drei hedonischen Ansätze besteht darin, dass der TD-Ansatz (TA-Ansatz) mit dem maximalen (minimalen) Risiko einer Verzerrung durch Vernachlässigung der zeitlichen Variabilität der Koeffizienten anderer Variablen als der Zeit-Dummy-Variablen einhergeht. Der RW-Ansatz ermöglicht durch die Wahl der Anzahl pro Modell aggregierter Jahre einen Kompromiss. Das Risiko der Verzerrung hängt vom Ausmaß der Variabilität der Koeffizienten ab. Bei geringer Variabilität der Koeffizienten wären Unterschiede in den Preisindizes maßgeblich auf Unterschiede in den Standardfehlern und damit auf Unterschiede in den Stichprobenumfängen pro Modell zurückzuführen. Bei geringer Variabilität der Koeffizienten müsste demnach der Preisindex nach dem TD-Ansatz (TD-Index) ein höheres Preisniveau als der Preisindex nach dem RW-Ansatz (RW-Index) und dieser ein höheres Preisniveau als der Preisindex nach dem TA-Ansatz (TA-Index) aufweisen und alle drei Preisindizes müssten parallel verlaufen.

Abbildung 4.17 gibt deshalb einen Vergleich der drei Preisindexreihen (TD-, TA-, RW-Index) graphisch wieder. Ergänzend wurde ein Preisindex auf Basis der Mediane der Kaufpreise (MD-Index) des TD-Datensatzes abgetragen. Beim MD-Index erfolgt keine Kontrolle der Qualitätsunterschiede zwischen den Einheiten in den einzelnen Jahren. Unterschiede des TD-, TA- und RW-Index im Vergleich zum MD-Index verdeutlichen die Notwendigkeit der Kontrolle der Qualitätsunterschiede der Einheiten und damit den Vorteil der hedonischen Preisindizes.



**Abbildung 4.17:** Vergleich der Preisindexreihen auf Basis des TD-, TA- und RW-Ansatzes für Einfamilienhäuser im Wiederverkauf von 2001 bis 2014 gegenüber dem Basisjahr 2001

Es wird ersichtlich, dass eine Kontrolle der Qualitätsunterschiede (TD-, TA- oder RW-Ansatz) besser ist als keine Kontrolle. Darüber hinaus wird ersichtlich, dass die drei Preisindizes (TD-, TA- und RW-Index) relativ parallel verlaufen und der TD- in der Regel größer als der RW- und dieser größer als der TA-Index ist, sodass die Variabilität der Koeffizienten und damit das Risiko der Verzerrung beim TD- und RW-Ansatz gegenüber dem TA-Ansatz gering ist.

Insgesamt erscheint damit vor allem eine Anwendung des RW-Ansatzes künftig empfehlenswert, da einerseits keine erheblichen Verzerrungen ersichtlich werden und andererseits sowohl eine jährlich ohne Revision fortschreibbare Preisindexreihe als auch adäquate Anpassungsfaktoren und damit Schätzfunktionen des Kaufpreises für die Vergleichswertermittlung ableitbar sind. Künftig empfiehlt sich darüber hinaus eine Vollerhebung der Auswahlpopulation. Die Machbarkeitsanalyse ergab, dass sich zwar auch dann keine sinnvolle Anwendung des TA-Ansatzes ergibt. Allerdings kann die Anzahl pro Modell aggregierter Jahre beim RW-Ansatz gegenüber dem TD-Ansatz reduziert werden.

## 4.2 Wohnungseigentum im Wiederverkauf

In diesem Abschnitt folgt die Schätzung von Preisindexreihen für Transaktionen von Wohnungen im Wiederverkauf, die im Stadtgebiet Karlsruhe von 2001 bis 2014 erfolgten. Ausgangsbasis ist eine kurze Deskription und Exploration der über den Betrachtungszeitraum aggregierten Stichprobe (Unterabschnitt 4.2.1). Darauf aufbauend wird eine Preisindexreihe nach dem TD-Ansatz geschätzt (Unterabschnitt 4.2.2). Das finale Modell des TD-Ansatzes wird anschließend zur Schätzung je einer Preisindexreihe nach dem TA- (Unterabschnitt 4.2.3) und RW-Ansatz (Unterabschnitt 4.2.4) herangezogen. Abschließend werden wesentliche Ergebnisse zusammengefasst, die drei Preisindexreihen miteinander verglichen und hieraus Empfehlungen für die künftige Anwendung abgeleitet (Unterabschnitt 4.2.5).

### 4.2.1 Deskription und Exploration der Stichproben

Tabelle 4.16 gibt die Verteilung potenziell relevanter Variablen in der über den Betrachtungszeitraum aggregierten Stichprobe wieder.<sup>27</sup> Für metrische Variablen ist der Mittelwert (*mean*), die Standardabweichung (*sd*), das Minimum (*min*) und das Maximum (*max*) sowie für kategoriale Variablen die absolute (*N*) und relative Häufigkeit (*N%*) ausgewiesen. Ergänzend ist für potenziell unabhängige Variablen die gemäß Hypothese (*H*) vermutete Richtung des Effektes auf den Kaufpreis ausgewiesen.<sup>28</sup> Für kategoriale Variablen erfolgte dies relativ zur jeweiligen Referenzkategorie (0). Als Referenzkategorie (0) wurde überwiegend die Kategorie mit der maximalen Belegung festgelegt. Fehlende Werte wurden vollständig imputiert. Für detaillierte Informationen zur Behandlung fehlender Werte sei auf Unterabschnitt 3.5.2 verwiesen.

<sup>27</sup>Die Auswahl der Variablen orientierte sich an den zur Erstellung von Mietspiegeln empfohlenen Variablen (vgl. BMVBW 2002 und BMVBS 2013) und der Verfügbarkeit im Rahmen der automatisierten Kaufpreissammlung des Gutachterausschusses der Stadt Karlsruhe.

<sup>28</sup>Die Ableitung der Hypothesen folgt der Logik des Sach- oder Ertragswertes: Variablen, die (*ceteris paribus*) einen positiven (negativen) Effekt auf den Ertrags- oder Sachwert aufweisen, begründen einen positiven (negativen) Effekt auf den Kaufpreis.

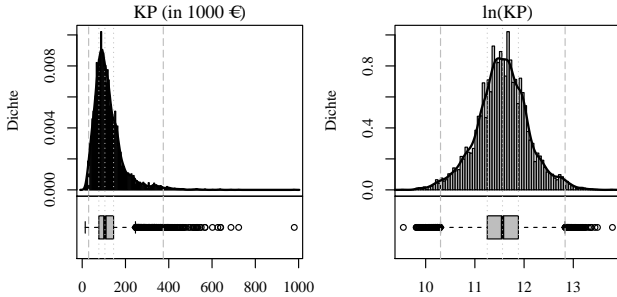
**Tabelle 4.16:** Verteilung der Variablen in der aggregierten Stichprobe für Wohnungen im Wiederverkauf von 2001 bis 2014

Variable	N	N%	H	Variable	N	N%	H	Variable	N	N%	H
<i>KP (Kaufpreis [1000 €])</i>				<i>AQ (Ausstattung)</i>				<i>GA3 (Gebäudeart 3)</i>			
mean	120			0: mittel	5832	79.6	0	0: mittel	2726	37.2	0
sd	70			1: einfach	125	1.7	-	1: klein	2003	27.3	+
min	14			2: gehoben	1358	18.5	+	2: groß	2596	35.4	-
max	980			3: stark gehoben	10	0.1	++	<i>VJ (Vertragsjahr)</i>			
<i>WF (Wohnfläche [m<sup>2</sup>])</i>			+	<i>GL (Geschosslage)</i>				0: 2001	537	7.3	
mean	76			0: 1. OG	1639	22.4	0	1: 2002	502	6.9	
sd	28			1: KG	48	0.7	-	2: 2003	476	6.5	
min	16			2: EG	1369	18.7	-	3: 2004	379	5.2	
max	315			3: >1. OG	4269	58.3	-	4: 2005	546	7.5	
<i>BA (Baualter [Jahre])</i>			-	<i>SW (Sondertyp)</i>				5: 2006	391	5.3	
mean	41			0: nein	6535	89.2	0	6: 2007	485	6.6	
sd	29			1: Penthouse	58	0.8	++	7: 2008	485	6.6	
min	2			2: Maisonette	91	1.2	+	8: 2009	515	7.0	
max	460			3: Dachgeschoss	641	8.8	-	9: 2010	671	9.2	
<i>LQ (Lagequalität)</i>				<i>GA1 (Gebäudeart 1)</i>				10: 2011	622	8.5	
0: mittel	3459	47.2	0	0: mittel	1420	19.4	0	11: 2012	568	7.8	
1: mäßig	869	11.9	-	1: klein	786	10.7	+	12: 2013	633	8.6	
2: gut	2931	40.0	+	2: groß	5119	69.9	-	13: 2014	515	7.0	
3: sehr gut	66	0.9	++	<i>GA2 (Gebäudeart 2)</i>							
<i>AZ (Aufzug)</i>				0: mittel	3943	53.8	0				
0: nein	4497	61.4	0	1: klein	786	10.7	+				
1: ja	2828	38.6	+	2: groß	2596	35.4	-				
$\Sigma$	7325	100		$\Sigma$	7325	100		$\Sigma$	7325	100	

**Metrische Variablen** Potenziell relevante metrische Variablen sind der *Kaufpreis (KP)*, die *Wohnfläche (WF)* und das *Baualter (BA)*. Der *Kaufpreis (KP)* oder eine Transformation  $T(KP)$  dessen stellt in der späteren Regression die *abhängige Variable* dar. Erläuterungen zur Korrektur der Schiefe der Verteilungen, die sachlogische Begründung der Richtung der Effekte, eines log-log-Modells als funktionale Form sowie einer ab einem Baualter von 20 Jahren üblicherweise zunehmenden Streuung der Fehler bei Einfamilienhäusern im Wiederverkauf gelten hier analog.

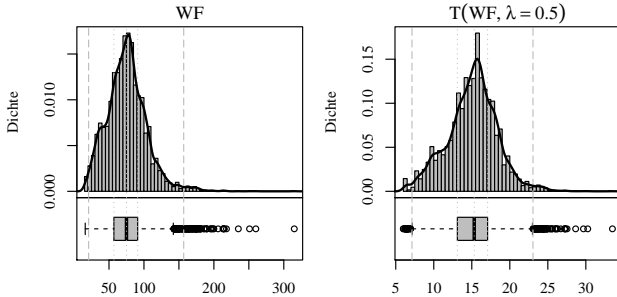
Der natürliche Logarithmus des Kaufpreises  $\ln(KP)$  empfiehlt sich als abhängige Variable, da eine Korrektur der Schiefe der Verteilung erfolgt und die Koeffizienten sinnvoll interpretierbar sind. Abbildung 4.18 gibt die Verteilung von *KP* und  $\ln(KP)$  durch je ein Histogramm sowie einen Boxplot wieder und verdeutlicht die Wirkung der Transformation. Die Bandbreite der Kaufpreise reicht von minimal 14 000 bis maximal 980 000 €. 25% (75%) der Fälle weisen Kaufpreise kleiner (über) rund 77 000 € (145 000 €) auf. Der Median liegt bei rund 105 000 €. Nach der Transformation ergeben sich Fälle mit Kaufpreisen unter (über) rund 30 000 € (375 000 €) als Ausreißer.





**Abbildung 4.18:** Verteilung des Kaufpreises für Wohnungen im Wiederverkauf von 2001 bis 2014

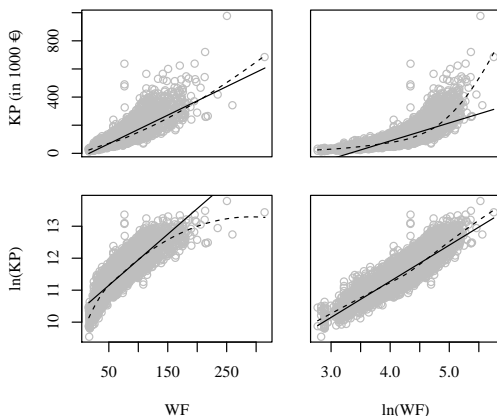
Abbildung 4.19 gibt die Verteilung der *Wohnfläche* ( $WF$ ) und der zur Korrektur der Schiefe optimalen Transformation  $T(WF)$  wieder. Die Bandbreite der Wohnfläche reicht von  $16 \text{ m}^2$  bis  $315 \text{ m}^2$ . 25% (75%) der Fälle weisen eine Wohnfläche kleiner (größer) rund  $60$  ( $90$ )  $\text{m}^2$  auf. Der Median liegt bei  $75 \text{ m}^2$ . Nach der Transformation ergeben sich Fälle mit mehr (weniger) als rund  $160$  ( $20$ )  $\text{m}^2$  als Ausreißer. Diese können zur Verzerrung des entsprechenden Koeffizienten führen und sind auf ihren Einfluss dahingehend im Rahmen der Regression zu prüfen und ggf. im Nachgang auszuschließen.



**Abbildung 4.19:** Verteilung der Wohnfläche für Wohnungen im Wiederverkauf von 2001 bis 2014

Abbildung 4.20 gibt die Streudiagramme von  $KP$  und  $\ln(KP)$  jeweils gegen  $WF$  und  $\ln(WF)$  wieder. Ergänzend ist die jeweilige Regressionsgerade

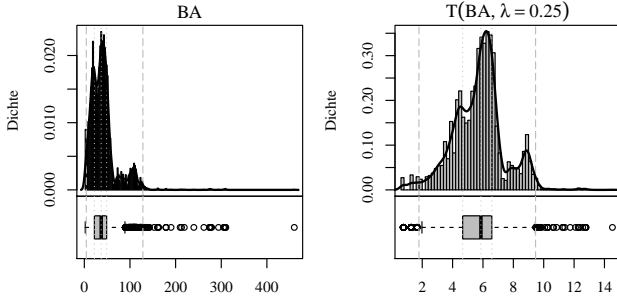
und eine LOESS-Kurve zweiten Grades abgetragen. Es wird ersichtlich, dass ein log-log-Modell den Zusammenhang am besten beschreibt und ein Polynom höherer Ordnung nicht angemessen ist. Eine abschließende Evaluation der funktionalen Form ist jedoch erst im Rahmen der multiplen Regression möglich, da nur hier der Einfluss aller anderen unabhängigen Variablen gleichzeitig kontrolliert wird.



**Abbildung 4.20:** Streudiagramm des Kaufpreises gegen die Wohnfläche für Wohnungen im Wiederverkauf von 2001 bis 2014

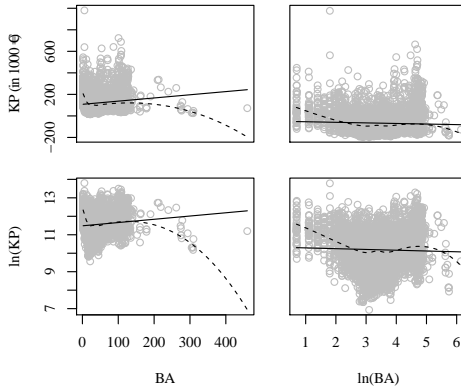
Abbildung 4.21 gibt die Verteilung des *Baualters* ( $BA$ ) sowie der zur Korrektur der Schiefe optimalen Transformation  $T(BA)$  wieder. Die Bandbreite des Baualters reicht von minimal 2 bis maximal 460 Jahre. 25 % (75 %) der Fälle weisen ein Baualter unter 20 (50) Jahren auf. Der Median liegt bei rund 40 Jahren. Nach der Transformation ergeben sich Fälle mit einem Baualter von weniger (mehr) als rund 4 (140) Jahren als Ausreißer. Diese können zur Verzerrung des entsprechenden Koeffizienten führen und sind auf ihren Einfluss dahingehend im Rahmen der Regression zu prüfen und ggf. im Nachgang auszuschließen.

Abbildung 4.22 gibt die Streudiagramme von  $KP$  und  $\ln(KP)$  jeweils gegen  $BA$  und  $\ln(BA)$  wieder. Ergänzend ist die jeweilige Regressionsgerade und eine LOESS-Kurve zweiten Grades abgetragen. Es ergibt sich kein deutlicher Hinweis auf eine angemessene funktionale Form, da alle Modelle



**Abbildung 4.21:** Verteilung des Baualters für Wohnungen im Wiederverkauf von 2001 bis 2014

lediglich an den Rändern von der LOESS-Kurve abweichen. Allerdings ergibt sich auch kein Hinweise darauf, dass ein log-log-Modell unangemessen wäre. Eine abschließende Evaluation der funktionalen Form ist jedoch erst im Rahmen der multiplen Regression möglich, da nur hier der Einfluss aller anderen unabhängigen Variablen gleichzeitig kontrolliert wird.



**Abbildung 4.22:** Streudiagramm des Kaufpreises gegen das Baualter für Wohnungen im Wiederverkauf von 2001 bis 2014

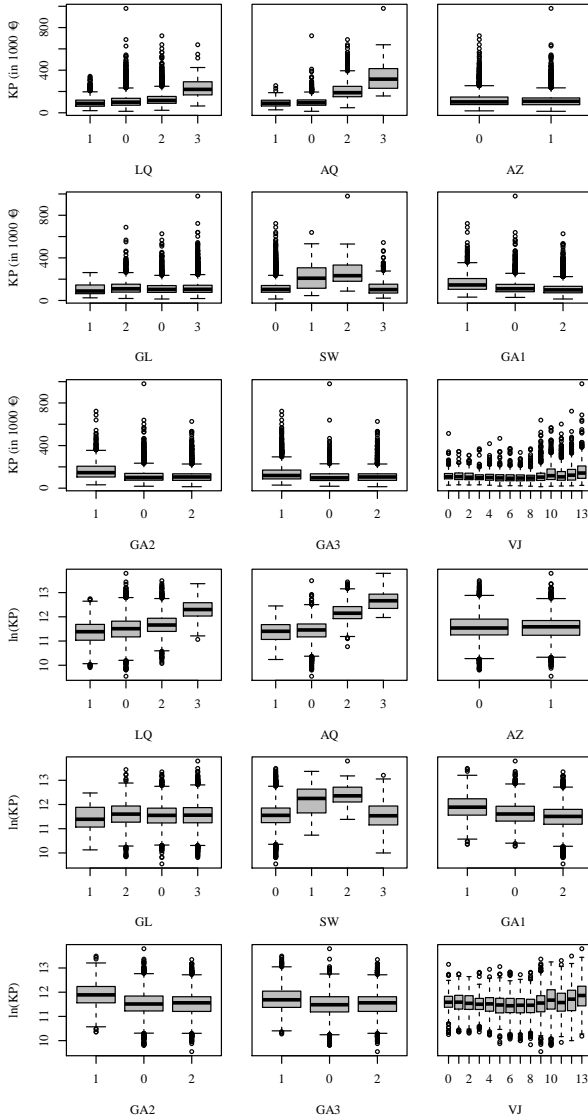
**Kategoriale Variablen** Erläuterungen der Anforderungen zur Einbeziehung kategorialer Variablen im Rahmen der Regression bei Einfamilienhäusern im Wiederverkauf gelten analog. Entsprechend ist insbesondere auf eine hinreichende Mindestbelegung der Kategorien ( $N > 20$ ) und innerhalb der Kategorien auf eine näherungsweise normale Verteilung sowie eine möglichst homogene Varianz der abhängigen Variable zu achten.

Tabelle 4.17 gibt die absolute Belegung ( $N$ ) der Kategorien in der aggregierten Stichprobe sowie deren mittlere absolute Belegung pro Jahr ( $N/14$ ) wieder. Beim TD-Ansatz sind Fälle der Kategorie *Ausstattung*  $AQ = \{\text{stark gehoben}\}$  aufgrund unzureichender Belegung ( $N < 20$ ) auszuschließen. Im Mittel wären mindestens 8 Jahre (3 Jahre) pro Modell zu aggregieren, damit keine weiteren Ausschlüsse erforderlich sind (mindestens 1500 Fälle für eine hinreichende Teststärke und Präzision erzielt werden). Entsprechend sind beim TA-Ansatz weitere Ausschlüsse erforderlich und die Teststärke für kleine Effekte eingeschränkt. Beim RW-Ansatz empfiehlt sich eine Aggregation von mindestens 8 Jahren pro Modell, um weitere Ausschlüsse zu vermeiden und eine hinreichende Teststärke zu sichern.

**Tabelle 4.17:** Mindestbelegung der Kategorien für Wohnungen im Wiederverkauf von 2001 bis 2014

Variable	N	N/14	Variable	N	N/14	Variable	N	N/14
<i>LQ (Lagequalität)</i>			<i>GL (Geschosslage)</i>			<i>GA1 (Gebäudeart 1)</i>		
0: mittel	3459	247	0: 1. OG	1639	117	0: mittel	1420	101
1: mäßig	869	62	1: KG	48	3	1: klein	786	56
2: gut	2931	209	2: EG	1369	98	2: groß	5119	366
3: sehr gut	66	5	3: >1. OG	4269	305	<i>GA2 (Gebäudeart 2)</i>		
<i>AQ (Ausstattung)</i>			<i>SW (Sondertyp)</i>			0: mittel	3943	282
0: mittel	5832	417	0: nein	6535	467	1: klein	786	56
1: einfach	125	9	1: Penthouse	58	4	2: groß	2596	185
2: gehoben	1358	97	2: Maisonette	91	7	<i>GA3 (Gebäudeart 3)</i>		
3: stark gehoben	10	1	3: Dachgeschoss	641	46	0: mittel	2726	195
<i>AZ (Aufzug)</i>						1: klein	2003	143
0: nein	4497	321				2: groß	2596	185
1: ja	2828	202						
$\Sigma$	7325	523	$\Sigma$	7325	523	$\Sigma$	7325	523

Abbildung 4.23 gibt die Boxplots der Verteilung von  $KP$  und  $\ln(KP)$ , gruppiert nach Kategorien der kategorialen Variablen, wieder. Es wird ersichtlich, dass durch  $\ln(KP)$  die Schiefe der Verteilung der abhängigen Variable korrigiert, eine bessere Annäherung an die Normalverteilung sowie eine homogenere Varianz erzielt wird. Auch hier wird nochmals deutlich, dass  $\ln(KP)$  als abhängige Variable zu bevorzugen ist.



**Abbildung 4.23:** Boxplots der Verteilung des Kaufpreises und des logarithmierten Kaufpreises für Wohnungen im Wiederverkauf von 2001 bis 2014, gruppiert nach Kategorien der kategorialen Variablen

**Zusammenfassung** Der natürliche Logarithmus des Kaufpreises  $\ln(KP)$  ist als *abhängige Variable* zu bevorzugen, da eine bessere Annäherung der Verteilung der abhängigen Variable an die Normalverteilung und eine homogenere Varianz der abhängigen Variable in den Kategorien erzielt wird.

Sachlogisch ist insbesondere ein log-log-Modell als *funktionale Form* begründbar. Entsprechende Streudiagramme deuten entweder ebenfalls darauf hin oder geben zumindest keinen Hinweis auf eine andere funktionale Form. Eine abschließende Evaluation der funktionalen Form ist jedoch erst im Rahmen der multiplen Regression möglich, da nur hier der Einfluss aller unabhängigen Variablen gleichzeitig kontrolliert wird. *Ausreißer* in den metrischen unabhängigen Variablen können zur Verzerrung der Koeffizienten führen und sind auf ihren Einfluss dahingehend im Rahmen der Regression zu prüfen und ggf. im Nachgang auszuschließen. Ab einem Baualter von etwa 20 Jahren ist mit zunehmender Streuung der Fehler (*Heteroskedastizität*) zu rechnen. Analog zu Einfamilienhäusern im Wiederverkauf empfiehlt sich die Verwendung robuster Standardfehler, damit die jeweiligen Hypothesentests aussagekräftig sind und wünschenswerte Eigenschaften der Preisindizes erhalten bleiben.

Beim *TD-Ansatz* sind 10 Fälle der Kategorie *Ausstattung*  $AQ = \{\text{stark gehoben}\}$  aufgrund unzureichender *Mindestbelegung* auszuschließen. Beim *TA-Ansatz* sind weitere Ausschlüsse erforderlich und die Teststärke bei kleinen Effektstärken eingeschränkt. Beim *RW-Ansatz* empfiehlt sich eine Aggregation von mindestens 8 Jahren pro Modell, um weitere Ausschlüsse zu vermeiden und eine hinreichende Teststärke zu sichern.

## 4.2.2 Schätzung von Preisindizes nach dem TD-Ansatz

In diesem Unterabschnitt folgt die Schätzung einer Preisindexreihe für Wohnungen im Wiederverkauf nach dem TD-Ansatz. Ausgangsbasis ist die über den Zeitraum 2001 bis 2014 aggregierte Stichprobe nach Ausschluss von Kategorien aufgrund unzureichender Belegung ( $N < 20$ ). Ausgeschlossen wurden 10 Fälle der Kategorie *Ausstattung*  $AQ = \{\text{stark gehoben}\}$ . Einen Überblick über die Verteilung der Variablen in der resultierenden Stichprobe gibt Tabelle 4.18.

**Tabelle 4.18:** Aggregierte Stichprobe beim TD-Ansatz für Wohnungen im Wiederverkauf

Variable	N	N%	H	Variable	N	N%	H	Variable	N	N%	H
<i>KP (Kaufpreis [1000 €])</i>				<i>AQ (Ausstattung)</i>				<i>GA3 (Gebäudeart 3)</i>			
<i>mean</i>	120			0: mittel	5832	79.7	0	0: mittel	2723	37.2	0
<i>sd</i>	69			1: einfach	125	1.7	-	1: klein	2001	27.4	+
<i>min</i>	14			2: gehoben	1358	18.6	+	2: groß	2591	35.4	-
<i>max</i>	723			<i>GL (Geschosslage)</i>				<i>VJ (Vertragsjahr)</i>			
<i>WF (Wohnfläche [m<sup>2</sup>])</i>			+	0: 1. OG	1635	22.4	0	00: 2001	537	7.3	
<i>mean</i>	75			1: KG	48	0.7	-	01: 2002	501	6.8	
<i>sd</i>	28			2: EG	1369	18.7	-	02: 2003	475	6.5	
<i>min</i>	16			3: >1. OG	4263	58.3	-	03: 2004	379	5.2	
<i>max</i>	315			<i>SW (Sondertyp)</i>				04: 2005	546	7.5	
<i>BA (Baualter [Jahre])</i>			-	0: nein	6530	89.3	0	05: 2006	391	5.3	
<i>mean</i>	41			1: Penthouse	54	0.7	++	06: 2007	484	6.6	
<i>sd</i>	29			2: Maisonette	90	1.2	+	07: 2008	485	6.6	
<i>min</i>	2			3: Dachgeschoss	641	8.8	-	08: 2009	515	7.0	
<i>max</i>	460			<i>GA1 (Gebäudeart 1)</i>				09: 2010	670	9.2	
<i>LQ (Lagequalität)</i>				0: mittel	1418	19.4	0	10: 2011	622	8.5	
0: mittel	3456	47.2	0	1: klein	784	10.7	+	11: 2012	568	7.8	
1: mäßig	868	11.9	-	2: groß	5113	69.9	-	12: 2013	632	8.6	
2: gut	2926	40.0	+	<i>GA2 (Gebäudeart 2)</i>				13: 2014	510	7.0	
3: sehr gut	65	0.9	++	0: mittel	3940	53.9	0				
<i>AZ (Aufzug)</i>				1: klein	784	10.7	+				
0: nein	4495	61.4	0	2: groß	2591	35.4	-				
1: ja	2820	38.6	+								
$\Sigma$	7315	100		$\Sigma$	7325	100		$\Sigma$	7325	100	

**Funktionale Form** Im Hinblick auf die Wahl der funktionalen Form wurden Modellalternativen geschätzt, die sich maßgeblich in der funktionalen Form unterscheiden und alle potenziell relevanten Variablen einbeziehen. Die Modellalternativen sind anhand der in GNU R üblichen Modellnotation kompakt wie folgt darstellbar:

$$\varphi_1(KP) \sim \varphi_2(WF) + \varphi_3(BA) + GA_{1|2|3} + O \tag{4.42}$$

Die Alternativen unterscheiden sich in der Transformation  $\varphi_1(KP)$  des Kaufpreises als abhängige Variable, in der Transformation der metrischen unabhängigen Variablen  $\varphi_2(WF)$  und  $\varphi_3(BA)$  sowie hinsichtlich der gewählten Alternative zur Gebäudeart (*GA1*, *GA2* oder *GA3*).<sup>29</sup> Darüber hinaus gingen stets alle anderen relevanten kategorialen Variablen

$$O := LQ + AQ + AZ + GL + SW + VJ \tag{4.43}$$

<sup>29</sup>Die Gebäudeart *GA1* entspricht der Klassifikation gemäß Mikrozensus 2011 nach der Anzahl Wohneinheiten *WE*. Bei der Datenaufbereitung fiel ein systematischer Messfehler bezüglich *WE* auf. Es wurde versucht, diesen durch einen Abgleich mit den Angaben zum Aufzug zu korrigieren. Die Alternativen *GA2* (*GA3*) stellen hierbei Alternativen mit moderater (weitreichender) Korrektur dar. Für Details hierzu sei auf Unterabschnitt 3.5.2 verwiesen.

auf Basis der üblichen Dummy-Kodierung additiv (ohne Interaktion) sowie je ein konstanter Term in die Modelle ein. Als Transformationen der metrischen Variablen wurden folgende Alternativen zugelassen:

$$\varphi_1(KP) = \begin{cases} \ln(KP) & , \lambda_1 = 0 \\ KP & , \lambda_1 = 1 \end{cases} \quad (4.44)$$

$$\varphi_2(WF) = \begin{cases} \beta \cdot \ln(WF) & , \lambda_2 = 0 \\ \sum_{k=1}^{\lambda_2} \beta_k \cdot WF^k & , \lambda_2 = \{1, 2, 3\} \end{cases} \quad (4.45)$$

$$\varphi_3(BA) = \begin{cases} \beta \cdot \ln(BA) & , \lambda_4 = 0 \\ \sum_{k=1}^{\lambda_3} \beta_k \cdot BA^k & , \lambda_4 = \{1, 2, 3\} \end{cases} \quad (4.46)$$

Insgesamt wurden  $2 \cdot 4^2 \cdot 3 = 96$  Modelle geschätzt, davon je die Hälfte Modelle mit  $KP$  oder  $\ln(KP)$  als abhängige Variable. Für alle Modelle wurden jeweils die Modellwahlkriterien  $AIC^*$  und  $CV$  ermittelt. Anhand dieser sind jedoch zunächst nur Modelle mit  $KP$  oder  $\ln(KP)$  als abhängige Variable direkt vergleichbar.

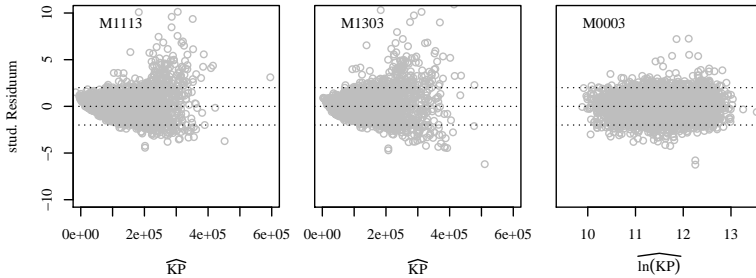
Tabelle 4.19 gibt die Werte der Kriterien für das nach dem jeweiligen Kriterium beste Modell mit  $KP$  und  $\ln(KP)$  als abhängige Variable sowie für die jeweils beiden üblichen Standardmodelle wieder. Unter sonst gleichen Bedingungen schnitten Modelle mit  $GA3$  besser als Modelle mit  $GA2$  und  $GA1$  ab. Unter Modellen mit  $GA3$  führten die Kriterien zu verschiedenen Modellen. Entsprechend sind Modelle mit  $GA3$  nach dem Kriterium  $CV$  am besten zur Prognose geeignet. Dabei handelt es sich jeweils um nichtlineare Modelle, darunter das log-log-Modell als Standardmodell.

**Tabelle 4.19:** Wahl der funktionalen Form für Wohnungen im Wiederverkauf

Modell Nr.	$\lambda_1$	Definition			Kriterium	
		$\lambda_2$	$\lambda_3$	$GA$	$CV$	$AIC^*$
M1113	1	1	1	3	8.794E+08	1.714E+05
M1003	1	0	0	3	1.159E+09	1.734E+05
M1303	1	1	3	3	8.421E+08	1.710E+05
M1333	1	3	3	3	9.811E+08	1.708E+05
M0003	0	0	0	3	3.002E-02	-4.886E+03
M0113	0	1	1	3	4.372E-02	-2.146E+03
M0033	0	0	3	3	3.664E-02	-5.115E+03



Abbildung 4.24 gibt zum Vergleich das Streudiagramm der Residuen gegen die geschätzten Werte für die beiden nach *CV* besten Modelle und das lineare Modell wieder. Beide Modelle mit *KP* als abhängige Variable weisen gegenüber dem log-log-Modell deutliche Probleme mit Heteroskedastizität auf, was ein Indiz für eine Fehlspezifikation der funktionalen Form ist. Insgesamt ergibt sich damit das log-log-Modell als Maximalmodell mit der besten funktionalen Form.



**Abbildung 4.24:** Studentisierte Residuen gegen die geschätzten Werte für Modelle nach CV und das lineare Modell bei Wohnungen im Wiederverkauf

Tabelle 4.20 gibt die Zusammenfassung des Modells vor und nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer wieder. Dabei bezeichnen  $\hat{b}$  die geschätzten Koeffizienten,  $SE$  die robusten Standardfehler der Koeffizienten (Typ HC3) und  $\Delta\%$  den unter Normalverteilung der Residuen besten erwartungstreuen Schätzer der prozentualen Änderung des Kaufpreises der jeweiligen Kategorie gegenüber der Referenzkategorie. Für einen Überblick über die Hypothesen sowie Referenzkategorien (0) sei auf Tabelle 4.18 verwiesen.

Die Koeffizienten der metrischen unabhängigen Variablen sind als Änderung des Kaufpreises in % bei Steigerung der unabhängigen Variable um 1 % interpretierbar. Beispielsweise ergibt sich nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer bei Steigerung der *Wohnfläche*  $WF$  (des *Baualters*  $BA$ ) um 1 % eine Änderung des Kaufpreises um +1.03 % (-0.06 %). Die Interpretation der Koeffizienten der Kategorien kategorialer Variablen erfolgt über  $\Delta\%$ . Beispielsweise ergibt sich für die Kategorie *Lagequalität*  $LQ=\{\text{mäßig}\}$  eine Änderung des Kaufpreises von -3.41 %, für die Kategorie *Lagequalität*  $LQ=\{\text{gut}\}$  von +1.64 % und für die Kategorie *Lagequalität*  $LQ=\{\text{sehr gut}\}$

von +3.05 % gegenüber der Referenzkategorie *Lagequalität*  $LQ=\{\text{mittel}\}$ . Die Interpretation der restlichen Kategorien erfolgt analog.

**Tabelle 4.20:** Maximalmodell mit bester funktionaler Form beim TD-Ansatz für Wohnungen im Wiederverkauf vor und nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer

	Abhängige Variable: ln(KP)					
	vorher			nachher		
	$\hat{b}$	SE	$\Delta\%$	$\hat{b}$	SE	$\Delta\%$
Konstante	7.28 ***	0.03		7.33 ***	0.02	
ln(WF)	1.03 ***	0.01		1.03 ***	0.01	
ln(BA)	-0.06 ***	0.00		-0.08 ***	0.00	
LQ[mäßig]	-0.05 ***	0.01	-4.47	-0.03 ***	0.01	-3.41
LQ[gut]	0.02 ***	0.00	1.72	0.02 ***	0.00	1.64
LQ[sehr gut]	0.02	0.03	2.35	0.03 **	0.01	3.05
AQ[einfach]	-0.13 ***	0.02	-11.89	-0.12 ***	0.01	-11.19
AQ[gehoben]	0.26 ***	0.01	29.34	0.22 ***	0.01	24.82
GL[KG]	-0.10 ***	0.02	-9.87	-0.07 ***	0.01	-6.67
GL[EG]	0.00	0.01	0.47	0.00	0.01	0.40
GL[>1. OG]	0.00	0.01	-0.01	0.00	0.00	0.25
SW[Pent]	-0.03	0.03	-3.46	-0.01	0.01	-1.07
SW[Mais]	-0.02	0.02	-1.62	0.01	0.02	0.78
SW[DG]	-0.01	0.01	-0.93	-0.01 *	0.01	-1.24
AZ[ja]	0.09 ***	0.01	8.92	0.07 ***	0.01	7.76
GA3[klein]	0.05 ***	0.01	4.86	0.04 ***	0.00	4.48
GA3[groß]	-0.08 ***	0.01	-7.76	-0.09 ***	0.01	-8.27
VJ[2002]	0.00	0.01	-0.04	0.01	0.01	0.86
VJ[2003]	0.00	0.01	0.14	0.01	0.01	0.81
VJ[2004]	-0.04 ***	0.01	-3.79	-0.03 ***	0.01	-2.70
VJ[2005]	-0.05 ***	0.01	-5.11	-0.04 ***	0.01	-4.21
VJ[2006]	-0.04 ***	0.01	-3.62	-0.03 ***	0.01	-2.78
VJ[2007]	-0.06 ***	0.01	-5.44	-0.05 ***	0.01	-4.56
VJ[2008]	-0.04 ***	0.01	-4.17	-0.03 ***	0.01	-2.90
VJ[2009]	-0.03 ***	0.01	-2.65	-0.01	0.01	-1.34
VJ[2010]	0.04 ***	0.01	3.75	0.05 ***	0.01	5.05
VJ[2011]	0.11 ***	0.01	11.58	0.12 ***	0.01	12.57
VJ[2012]	0.16 ***	0.01	17.49	0.16 ***	0.01	17.03
VJ[2013]	0.22 ***	0.01	24.78	0.22 ***	0.01	24.38
VJ[2014]	0.30 ***	0.01	35.28	0.33 ***	0.01	38.81
N/R <sup>2</sup>	7315/0.889			6938/0.912		
RES/F-Wert	0.17289/2008.92***			0.14592/2455.20***		
AIC*/CV	-4885.83/0.03002			-6985.72/0.02136		

Legende: \* p<0.1; \*\* p<0.05; \*\*\* p<0.01

Die Kategorien der *Geschosslage* *GL* (außer  $GL=\{KG\}$ ) und des *Sondertyps* *SW* (außer  $SW=\{DG\}$ ) weisen keinen signifikanten Effekt gegenüber der Referenzkategorie auf. Koeffizienten der Kategorien des *Sondertyps* *SW* (außer  $SW=\{DG\}$ ) weisen ein der Hypothese entgegengesetztes Vorzeichen auf. Beides sind Indizien dafür, dass die Geschosslagen und der Begriff Penthouse im Fragebogen nicht hinreichend definiert sind. Die Ergebnisse wären zum Beispiel plausibel, wenn Befragte teilweise das Erdgeschoss mit dem 1. Obergeschoss oder das Penthouse mit einer normalen Wohnung im obersten Geschoss eines Gebäudes mit Flachdach verwechseln. Eine kritische Prüfung des Fragebogens dahingehend wird empfohlen.

Im Rahmen der Datenaufbereitung (siehe Unterabschnitt 3.5.2) wurde zudem darauf hingewiesen, dass der Tatbestand der *Lage im obersten Geschoss OOG* aktuell nicht erfasst wird und dies tendenziell dazu führt, dass der negative Effekt der Kategorie *Geschosslage*  $GL=\{>1. OG\}$  gegenüber der Referenzkategorie *Geschosslage*  $GL=\{1. OG\}$  tendenziell unterschätzt oder wie hier gar kompensiert wird, da sich in der Kategorie *Geschosslage*  $GL=\{>1. OG\}$  auch Fälle mit *Lage im obersten Geschoss OOG*  $=\{ja\}$  befinden und der positive Effekt von *Lage im obersten Geschoss OOG*  $=\{ja\}$  nicht gleichzeitig kontrolliert wird. Insgesamt sind die Ergebnisse bezüglich der Geschosslage und des Sondertyps plausible Folgen der Nichterfassung der Lage im obersten Geschoss sowie einer nicht hinreichenden Definition der Geschosslagen und Sondertypen im Fragebogen. Letzteres wird insbesondere auch beim Vergleich mit den noch folgenden Ergebnisse für Wohnungen im Erstverkauf deutlich.

Die künftige Erhebung der *Lage im obersten Geschoss OOG* unabhängig vom *Sondertyp SW* und der *Geschosslage GL* wird empfohlen, ebenso wie eine kritische Analyse des Fragebogens hinsichtlich einer hinreichenden Definition der Geschosslagen sowie der Sonderwohnungstypen.

**Finales Modell** Das Maximalmodell wurde vor und nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer darauf hin analysiert, ob durch Erweiterung um sachlogisch begründbare Interaktionen und/oder durch Reduktion der Anzahl Variablen eine Verbesserung des Modells erzielt wird.

Sachlogisch begründbar ist, wie bereits in Unterabschnitt 3.5.2 ausführlich dargelegt, insbesondere eine Interaktion zwischen der *Geschosslage GL* und dem *Aufzug AZ*. Dabei wäre plausibel, dass der Aufzug nur einen Einfluss auf den Kaufpreis von Wohnungen in höherer Geschosslage hat, da der Aufzug nur in diesen auch einen zusätzlichen Nutzen stiftet. Die Interaktion erwies sich jedoch als nicht signifikant und führte nicht zu einer Verbesserung der Modellwahlkriterien. Vielmehr ergab sich in allen Geschosslagen ein positiver Effekt des Aufzugs.

Eine Verbesserung des Modells wurde nur erzielt, indem Kategorien der *Geschosslage GL* (außer  $GL=\{KG\}$ ) und des *Sondertyps SW* (außer  $SW=\{DG\}$ ) aus dem Modell entfernt wurden. Die verbleibenden

Kategorien *Geschosslage*  $GL=\{KG\}$  und *Sondertyp*  $SW=\{DG\}$  wurden in *Kellergeschoss*  $KG=\{ja\}$  und *Dachgeschoss*  $DG=\{ja\}$  mit den Referenzkategorien *Kellergeschoss*  $KG=\{nein\}$  und *Dachgeschoss*  $DG=\{nein\}$  umbenannt.

Tabelle 4.21 gibt das hieraus resultierende finale Modell vor und nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer wieder. Dabei bezeichnet  $\hat{b}$  die geschätzten Koeffizienten,  $SE$  den robusten Standardfehler (Typ HC3) und  $\Delta\%$  den unter Normalverteilung der Residuen besten erwartungstreuen Schätzer der prozentualen Änderung des Kaufpreises der jeweiligen Kategorie gegenüber der Referenzkategorie.

**Tabelle 4.21:** Finales Modell gemäß TD-Ansatz für Wohnungen im Wiederverkauf vor und nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer

	Abhängige Variable: ln(KP)					
	vorher			nachher		
	$\hat{b}$	$SE$	$\Delta\%$	$\hat{b}$	$SE$	$\Delta\%$
Konstante	7.29 ***	0.03		7.34 ***	0.02	
ln(WF)	1.03 ***	0.01		1.03 ***	0.01	
ln(BA)	-0.06 ***	0.00		-0.08 ***	0.00	
LQ[mäßig]	-0.05 ***	0.01	-4.48	-0.04 ***	0.01	-3.69
LQ[gut]	0.02 ***	0.00	1.74	0.02 ***	0.00	1.57
LQ[sehr gut]	0.02	0.03	2.43	0.03 **	0.01	3.20
AQ[einfach]	-0.13 ***	0.02	-11.88	-0.12 ***	0.01	-11.56
AQ[gehoben]	0.26 ***	0.01	29.16	0.22 ***	0.01	24.93
KG[ja]	-0.10 ***	0.02	-9.94	-0.07 ***	0.01	-6.92
DG[ja]	-0.01	0.01	-0.99	-0.01 **	0.01	-1.35
AZ[ja]	0.08 ***	0.01	8.85	0.07 ***	0.01	7.67
GA3[klein]	0.05 ***	0.01	4.89	0.05 ***	0.00	4.65
GA3[groß]	-0.08 ***	0.01	-7.79	-0.09 ***	0.01	-8.26
VJ[2002]	0.00	0.01	-0.07	0.01	0.01	0.76
VJ[2003]	0.00	0.01	0.14	0.01	0.01	0.74
VJ[2004]	-0.04 ***	0.01	-3.78	-0.03 ***	0.01	-2.77
VJ[2005]	-0.05 ***	0.01	-5.10	-0.04 ***	0.01	-4.28
VJ[2006]	-0.04 ***	0.01	-3.62	-0.03 ***	0.01	-2.72
VJ[2007]	-0.06 ***	0.01	-5.41	-0.05 ***	0.01	-4.73
VJ[2008]	-0.04 ***	0.01	-4.15	-0.03 ***	0.01	-3.04
VJ[2009]	-0.03 ***	0.01	-2.68	-0.01 *	0.01	-1.45
VJ[2010]	0.04 ***	0.01	3.78	0.05 ***	0.01	4.81
VJ[2011]	0.11 ***	0.01	11.62	0.12 ***	0.01	12.52
VJ[2012]	0.16 ***	0.01	17.42	0.16 ***	0.01	16.79
VJ[2013]	0.22 ***	0.01	24.64	0.22 ***	0.01	24.57
VJ[2014]	0.30 ***	0.01	35.14	0.32 ***	0.01	38.29
N/R <sup>2</sup>	7315/0.889			6944/0.913		
RSE/F-Wert	0.17289/2330.29***			0.14546/2891.58***		
AIC*/CV	-4890.17/0.03000			-7039.67/0.02122		

Legende: \* p<0.1; \*\* p<0.05; \*\*\* p<0.01

Tabelle 4.22 gibt die Zusammenfassung der aus dem finalen Modell nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer abgeleiteten Schätzfunktionen des Kaufpreises  $KP_{jt}$  bzw. des Kaufpreises pro Wohnfläche  $kp_{jt}$  einer Wohnung  $j$  im Vertragsjahr  $t$  mit den Anpassungsfaktoren  $IQ_{0j}^m$  der Kategorie

$j$  der Variable  $m$  gegenüber der Referenzkategorie 0 und den Preisindizes  $IP_{0t}$  des Vertragsjahres  $t$  gegenüber dem Referenzjahr 0 wieder. Für eine allgemeine Darstellung der Ermittlung der dargestellten Größen sei auf das Ende der Einleitung zu Kapitel 4 verwiesen.

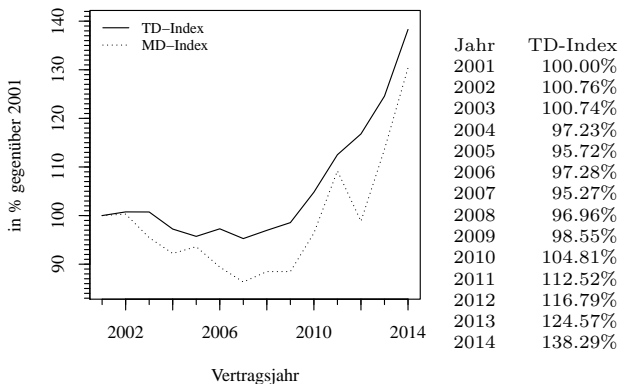
**Tabelle 4.22:** Schätzfunktionen, Anpassungsfaktoren und Preisindizes für Wohnungen im Wiederverkauf, abgeleitet aus dem finalen Modell beim TD-Ansatz

<i>Schätzfunktionen</i>						
$\widehat{KP}_{jt} = 1559.75 \cdot WF^{1.03} \cdot BA^{-0.08} \cdot \prod_{m=1}^6 IQ_{0j}^m \cdot IP_{0t}$						
$\widehat{kp}_{jt} = 1559.75 \cdot WF^{0.03} \cdot BA^{-0.08} \cdot \prod_{m=1}^6 IQ_{0j}^m \cdot IP_{0t}$						
<i>Anpassungsfaktoren</i>			<i>Preisindizes</i>			
$m$	Variable	$j$ Kategorie	$IQ_{0j}^m$	Variable	$t$ Kategorie	$IP_{0t}$
1	Lagequalität	0 mittel	100.00%	Vertragsjahr	0 2001	100.00%
		1 mäßig	96.31%		1 2002	100.76%
		2 gut	101.57%		2 2003	100.74%
2	Ausstattung	3 sehr gut	103.20%	3 2004	97.23%	
		0 mittel	100.00%	4 2005	95.72%	
		1 einfach	88.44%	5 2006	97.28%	
3	Kellergeschoss	2 gehoben	124.93%	6 2007	95.27%	
		0 nein	100.00%	7 2008	96.96%	
		1 ja	93.08%	8 2009	98.55%	
4	Dachgeschoss	0 nein	100.00%	9 2010	104.81%	
		1 ja	98.65%	10 2011	112.52%	
		0 nein	100.00%	11 2012	116.79%	
5	Aufzug	1 ja	107.67%	12 2013	124.57%	
		0 mittel	100.00%	13 2014	138.29%	
		1 klein	104.65%			
6	Gebäudeart	2 groß	91.74%			

Auf Basis der Angaben in Tabelle 4.22 sind Schätzfunktionen für unterschiedliche Wohnungstypen als Kombinationen der Kategorien der kategorialen Variablen ( $m = 1, \dots, 6$ ) in Abhängigkeit vom *Baualter*  $BA$  und der *Wohnfläche*  $WF$  für beliebige Vertragsjahre von 2001 bis 2014 rekonstruierbar. Diese können zum Beispiel zur Ermittlung des Vergleichsfaktors, des vorläufigen Marktwertes, des Liegenschaftszinses oder auch des Rohertragsfaktors eines konkreten Normobjektes herangezogen werden. Für den Liegenschaftszinssatz (Rohtragsfaktor) des Normobjektes wäre zusätzlich der Reinertrag (bzw. Rohertrag) des Normobjektes zu schätzen.

Abbildung 4.25 gibt abschließend die aus dem finalen Modell abgeleitete Preisindexreihe zum Basisjahr 2001 (TD-Index) graphisch wieder. Ergänzend wurde eine auf Basis der Mediane des Kaufpreises in den einzelnen Jahren ermittelte Preisindexreihe (MD-Index) abgetragen. Beim

MD-Index erfolgt keine Kontrolle der Qualitätsunterschiede der Einheiten in den einzelnen Jahren. Abweichungen zwischen dem TD- und MD-Index verdeutlichen die Notwendigkeit einer Kontrolle der Qualitätsunterschiede zur Messung der reinen Preisänderung und damit den Vorteil des TD-Index.



**Abbildung 4.25:** Preisindexreihe gemäß dem TD-Ansatz für Wohnungen im Wiederverkauf von 2001 bis 2014 gegenüber dem Basisjahr 2001

**Modelldiagnostik** Abschließend folgen Erläuterungen zu Eigenschaften des finalen Modells vor und nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer im Hinblick auf die Erfüllung der Prämissen der klassischen multiplen linearen Regression. Testverfahren führten zu denselben Implikationen wie diagnostische Diagramme, sodass sich folgende Ausführungen auf graphische Darstellungen beschränken. Anmerkungen zu Verzerrungen durch unbeobachtete Variablen bei Einfamilienhäusern im Wiederverkauf gelten analog.

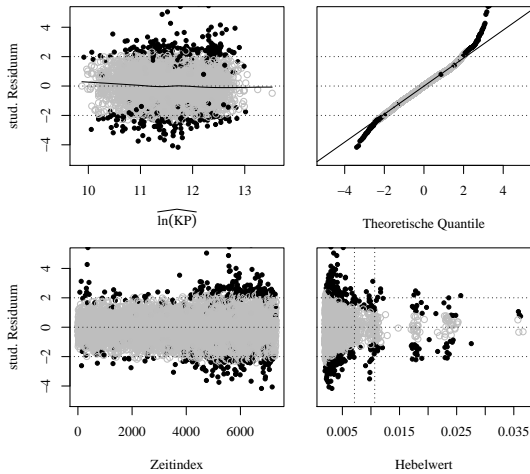
Abbildung 4.26 gibt vier grundlegende Diagramme zur Diagnose des finalen Modells vor und nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer wieder. Zum Vergleich wurden einflussreiche Ausreißer (andere Beobachtungen) als schwarze (graue) Punkte abgetragen und die Achsen der Diagramme vor und nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer identisch skaliert. Hinweise auf eine Fehlspezifikation der funktionalen Form oder Probleme mit

Autokorrelation werden nicht ersichtlich. Einflussreiche Ausreißer führen an den Rändern zu Abweichungen der Verteilung der Residuen von der theoretischen Normalverteilung. Nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer sind die Residuen näherungsweise normal verteilt.

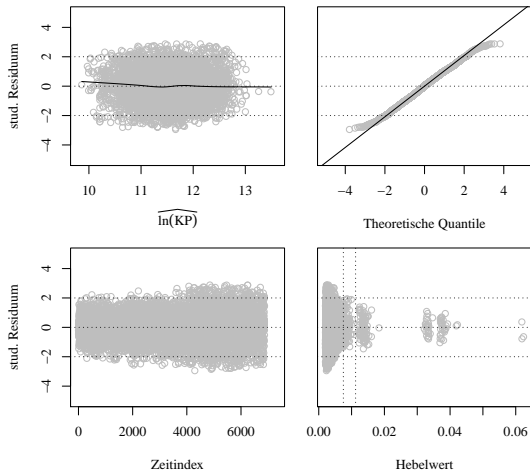
Abbildung 4.27 gibt die Streudiagramme der studentisierten sowie der partiellen Residuen gegen die metrischen unabhängigen Variablen des finalen Modells vor und nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer wieder. Zum Vergleich wurden einflussreiche Ausreißer (andere Beobachtungen) als schwarze (graue) Punkte abgetragen und die Achsen der Diagramme vor und nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer identisch skaliert. Ergänzend zur Nulllinie bzw. Regressionsgerade wurde eine LOESS-Kurve zweiten Grades abgetragen.

Die Streudiagramme der partiellen Residuen gegen die metrischen Variablen geben keinen Hinweis auf Nichtlinearität. Die LOESS-Kurven weichen nur an den Rändern von den Regressionsgeraden ab, was normal ist. Einflussreiche Ausreißer führen zur Verzerrung der Koeffizienten, was an der Änderung der Achsenabschnitte der Regressionsgeraden vor und nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer ersichtlich wird. Die Streudiagramme der Residuen gegen die metrischen Variablen ergeben, dass nur beim Baualter Probleme mit Heteroskedastizität auftreten. Die Streuung der Residuen nimmt ab einem Baualter von  $\exp(3) = 20$  Jahren stark zu. Einflussreiche Ausreißer mit Baualter  $> 20$  Jahre sind als Objekte mit unterlassener Instandsetzung (bei negativen Residuen) oder mit über die Instandsetzung hinausgehender Modernisierung (bei positiven Residuen) interpretierbar. Die Residuen können jedoch auch durch andere unbeobachtete Variablen beeinflusst sein. Ohne weitere Informationen ist dies nicht überprüfbar. Durch Ausschluss einflussreicher Ausreißer wird die Anwendung des Modells auf Objekte bei ordnungsgemäßer Instandsetzung gemäß dem Stand der Technik beschränkt.

Abbildung 4.28 gibt den Boxplot der Verteilung der studentisierten Residuen, gruppiert nach Kategorien der kategorialen unabhängigen Variablen des finalen Modells vor und nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer, wieder. Die Mediane der Residuen weichen nicht gravierend von der Nulllinie ab und die Streuung der Residuen ist relativ homogen. Es ergeben sich demnach keine gravierenden Abweichungen von den Modellannahmen.



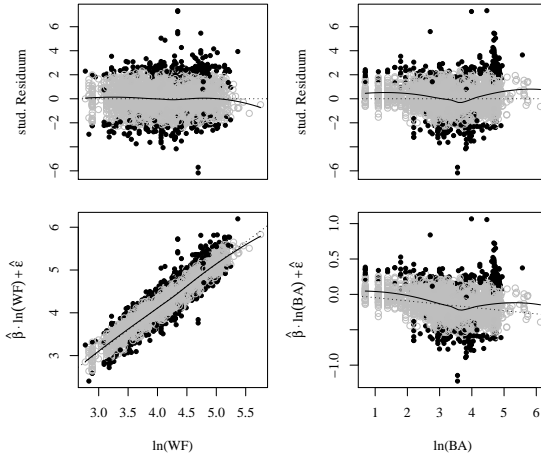
(a) vorher



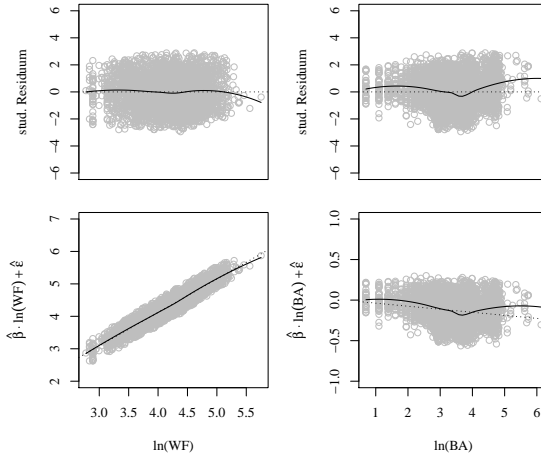
(b) nachher

**Abbildung 4.26:** Grundlegende diagnostische Diagramme zum finalen Modell beim TD-Ansatz für Wohnungen im Wiederverkauf vor und nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer



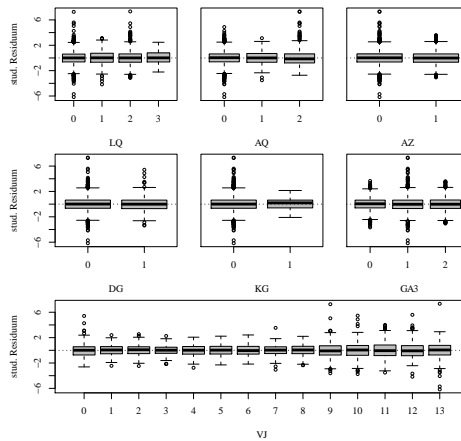


(a) vorher

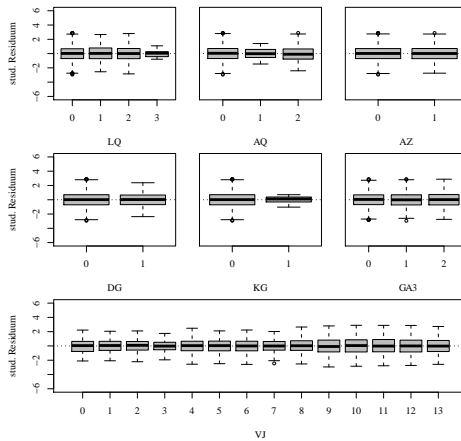


(b) nachher

**Abbildung 4.27:** Studentisierte und partielle Residuen gegen metrische unabhängige Variablen des finalen Modells beim TD-Ansatz für Wohnungen im Wiederverkauf vor und nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer



(a) vorher



(b) nachher

**Abbildung 4.28:** Boxplots studentisierter Residuen gruppiert nach Kategorien der kategorialen unabhängigen Variablen des finalen Modells beim TD-Ansatz für Wohnungen im Wiederverkauf vor und nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer

Tabelle 4.23 gibt die um den Freiheitsgrad  $df$  korrigierten verallgemeinerten Varianzinflationsfaktoren  $GVIF^{1/df}$  gemäß FOX/MONETTE 1992 der unabhängigen Variablen im finalen Modell vor und nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer wieder. Für  $df = 1$  entspricht  $GVIF^{1/df}$  gerade dem klassischen Varianzinflationsfaktor  $VIF$ . Lediglich die Variable *Aufzug AZ* und *Gebäudeart GA* weisen eine erhöhte Korrelation  $GVIF^{1/df} > 4$  auf, allerdings nicht in einem bedenklichen Ausmaß ( $GVIF^{1/df} > 10$ ).

**Tabelle 4.23:** Verallgemeinerte Varianzinflationsfaktoren der unabhängigen Variablen im finalen Modell beim TD-Ansatz für Wohnungen im Wiederverkauf vor und nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer

Variable	vorher			nachher		
	$GVIF$	$df$	$GVIF^{1/df}$	$GVIF$	$df$	$GVIF^{1/df}$
$\ln(WF)$	1.390	1	1.390	1.362	1	1.362
$\ln(BA)$	1.256	1	1.256	1.287	1	1.287
<i>AQ</i>	1.514	2	1.231	1.514	2	1.231
<i>LQ</i>	1.146	3	1.047	1.133	3	1.042
<i>AZ</i>	8.536	1	8.536	9.302	1	9.302
<i>KG</i>	1.013	1	1.013	1.014	1	1.014
<i>DG</i>	1.048	1	1.048	1.046	1	1.046
<i>GA3</i>	9.261	2	3.043	10.057	2	3.171
<i>VJ</i>	1.194	13	1.014	1.182	13	1.013

### 4.2.3 Schätzung von Preisindizes nach dem TA-Ansatz

In diesem Unterabschnitt folgt die Schätzung einer Preisindexreihe für Wohnungen im Wiederverkauf nach dem TA-Ansatz. Ausgangsbasis sind über je zwei Jahre aggregierte Teilstichproben nach Ausschluss von Kategorien mit unzureichender Belegung ( $N < 20$ ). Tabelle 4.24 gibt die Verteilung der Variablen in den resultierenden Teilstichproben sortiert nach dem Referenzjahr  $t$  wieder. Für metrische Variablen ist der Mittelwert (*mean*), die Standardabweichung (*sd*), das Minimum (*min*) und das Maximum (*max*) und für kategoriale Variablen die relative Häufigkeit ausgewiesen. Die letzte Zeile gibt den Umfang ( $N$ ) der Teilstichproben wieder. Die Referenzkategorien (0) wurden analog zum TD-Ansatz festgelegt.

Im Vergleich zum TD-Ansatz mussten Fälle der Kategorie Lage im Kellergeschoss  $KG = \{ja\}$  stets und Fälle der Kategorien Lagequalität  $LQ =$

{*sehr gut*} und *Ausstattung AQ* = {*einfach*} teilweise zusätzlich aufgrund unzureichender Belegung ausgeschlossen werden. Die Einbeziehung der Variable *Kellergeschoss KG* entfällt, da sich in allen Teilstichproben nur Fälle der Kategorie *Kellergeschoss KG* = {*nein*} befinden. Der Umfang der Teilstichproben ist jeweils kleiner als 1 500 Fälle, sodass die Teststärke bei kleinen Effektstärken eingeschränkt ist.

**Tabelle 4.24:** Teilstichproben beim TA-Ansatz für Wohnungen im Wiederverkauf nach Ausschluss von Kategorien mit unzureichender Belegung

Variable	Referenzjahr <i>t</i>												
	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
<i>KP (Kaufpreis [1000 €])</i>													
<i>mean</i>	114	112	109	107	105	102	101	101	111	129	136	135	150
<i>sd</i>	44	43	42	43	46	48	46	46	64	82	89	86	93
<i>min</i>	28	30	30	28	19	19	22	19	14	14	18	21	22
<i>max</i>	345	345	370	370	468	468	363	370	526	568	602	723	723
<i>WF (Wohnfläche [m<sup>2</sup>])</i>													
<i>mean</i>	79	78	77	78	76	73	72	72	73	76	75	72	75
<i>sd</i>	26	25	24	25	26	25	25	27	30	31	30	32	32
<i>min</i>	18	19	19	20	16	16	18	18	17	17	16	16	17
<i>max</i>	218	190	195	200	260	260	174	174	182	213	213	214	315
<i>BA (Baualter [Jahre])</i>													
<i>mean</i>	39	37	36	38	37	37	38	39	43	47	47	45	46
<i>sd</i>	26	23	22	23	23	25	26	28	32	35	35	34	32
<i>min</i>	2	2	2	3	2	2	2	2	2	2	2	2	2
<i>max</i>	129	179	179	305	305	307	307	309	460	460	275	276	276
<i>LQ (Lagequalität)</i>													
0: mittel	43%	43%	45%	50%	50%	48%	46%	43%	46%	52%	55%	49%	46%
1: mäßig	12%	12%	10%	9%	11%	11%	11%	12%	13%	13%	12%	17%	13%
2: gut	45%	45%	44%	40%	39%	41%	43%	45%	41%	35%	32%	33%	39%
3: sehr gut	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	2%
<i>Ausstattung (AQ)</i>													
0: mittel	85%	88%	88%	89%	87%	84%	84%	87%	84%	74%	73%	73%	67%
1: einfach	4%	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	4%
2: gehoben	11%	12%	12%	11%	13%	16%	16%	13%	16%	26%	27%	25%	29%
<i>AZ (Aufzug)</i>													
0: nein	65%	64%	62%	62%	61%	58%	57%	55%	58%	61%	63%	64%	62%
1: ja	35%	36%	38%	38%	39%	42%	43%	45%	42%	39%	37%	36%	38%
<i>KG (Lage im Kellergeschoss)</i>													
0: nein	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%
1: ja	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
<i>DG (Lage im Dachgeschoss)</i>													
0: nein	92%	93%	92%	92%	91%	91%	91%	91%	91%	91%	90%	90%	91%
1: ja	8%	7%	8%	8%	9%	9%	9%	9%	9%	9%	10%	10%	9%
<i>GA3 (Gebäudeart 3)</i>													
0: mittel	38%	41%	40%	40%	39%	38%	35%	35%	36%	33%	37%	41%	35%
1: klein	29%	25%	25%	25%	25%	24%	25%	23%	25%	31%	30%	26%	29%
2: groß	33%	33%	35%	35%	36%	38%	40%	42%	39%	36%	33%	33%	35%
<i>VJ (Vertragsjahr)</i>													
0: <i>t</i>	52%	55%	55%	41%	58%	45%	49%	48%	44%	52%	53%	47%	55%
1: <i>t</i> +1	48%	48%	45%	59%	42%	55%	51%	52%	56%	48%	47%	53%	45%
<i>N</i>	1031	959	840	912	923	854	942	983	1165	1269	1159	1178	1133

Für jede der 13 Teilstichproben wurde ein Modell sowohl vor als auch nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer analog dem finalen Modell des TD-Ansatzes geschätzt. Insgesamt wurden demnach  $2 \cdot 13 = 26$  Modelle geschätzt. Tabelle 4.25 gibt die Zusammenfassung der Modelle vor und

nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer, sortiert nach dem Referenzjahr  $t$ , wieder. Dabei bezeichnen  $\hat{b}$  die geschätzten Koeffizienten,  $SE$  die robusten Standardfehler (Typ HC3) und  $\Delta\%$  den unter Normalverteilung der Residuen besten und erwartungstreuen Schätzer der prozentualen Änderung des Kaufpreises der jeweiligen Kategorien gegenüber der Referenzkategorie.

**Tabelle 4.25:** Zusammenfassung der Modelle beim TA-Ansatz für Wohnungen im Wiederverkauf vor und nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer

	$\hat{b}$	SE	$\Delta\%$	Abhängige Variable: ln(KP)												
				vorher				nachher								
				$\hat{b}$	SE	$\Delta\%$	$\hat{b}$	SE	$\Delta\%$	$\hat{b}$	SE	$\Delta\%$				
				t=2001				t=2002								
Konst.	7.60	***	0.05	7.55	***	0.04	7.61	***	0.05	7.55	***	0.05				
ln(WF)	1.01	***	0.01	1.03	***	0.01	1.02	***	0.01	1.04	***	0.01				
ln(BA)	-0.12	***	0.01	-0.12	***	0.01	-0.14	***	0.01	-0.14	***	0.01				
LQ[mäßig]	-0.02		0.01	-2.14	-0.03	**	0.01	-2.63	-0.01	0.01	-0.52	-0.02	*	0.01	-1.85	
LQ[gut]	-0.02	**	0.01	-1.76	-0.02	**	0.01	-1.84	0.02	*	0.01	1.63	0.01	0.01	1.10	
AQ[einfach]	-0.10	***	0.02	-9.20	-0.11	***	0.02	-10.02								
AQ[gehoben]	0.11	***	0.02	12.14	0.10	***	0.01	10.72	0.08	***	0.01	8.59	0.07	***	0.01	7.44
AZ[ja]	-0.03		0.02	-3.19	-0.02		0.02	-1.63	0.03	0.03	2.80	0.02	0.02	0.02	2.35	
DG[ja]	0.03		0.02	2.87	0.02	*	0.01	2.05	0.01	0.02	0.53	0.01	0.01	0.01	0.76	
GA3[klein]	0.01		0.01	1.14	0.01		0.01	0.83	0.01	0.01	-1.00	-0.01	0.01	-1.12		
GA3[groß]	-0.01		0.02	-1.46	-0.03		0.02	-2.95	-0.06	**	0.03	-6.29	-0.06	***	0.02	-6.13
VJ[t+1]	0.00		0.01	-0.09	0.01		0.01	1.11	0.00	0.01	0.17	0.00	0.01	0.01	0.32	
N/R <sup>2</sup>			1031/0.901			984/0.924				959/0.922				920/0.927		
RSE/F-Wert			0.126/842.46***			0.108/1078.62***				0.113/1122.80***				0.106/1147.23***		
				t=2003				t=2004								
Konst.	7.68	***	0.06	7.62	***	0.05	7.60	***	0.06	7.57	***	0.06				
ln(WF)	1.01	***	0.01	1.02	***	0.01	1.01	***	0.01	1.03	***	0.01				
ln(BA)	-0.14	***	0.01	-0.14	***	0.01	-0.14	***	0.01	-0.14	***	0.01				
LQ[mäßig]	0.00		0.01	0.44	-0.01	0.01	-0.88	-0.03	**	0.02	-3.09	-0.03	**	0.01	-3.12	
LQ[gut]	0.02	***	0.01	2.36	0.02	***	0.01	2.51	0.04	***	0.01	3.67	0.04	***	0.01	4.40
AQ[gehoben]	0.10	***	0.01	10.89	0.10	***	0.01	10.59	0.13	***	0.01	13.90	0.12	***	0.01	12.33
AZ[ja]	0.05	**	0.02	5.06	0.05	***	0.02	5.52	0.06	***	0.02	6.21	0.05	***	0.02	5.47
DG[ja]	0.00		0.01	0.47	0.01	0.01	0.87	0.01	0.01	0.01	-0.59	-0.01	0.01	-1.47		
GA3[klein]	-0.02		0.01	-1.70	-0.02	*	0.01	-1.70	0.00	0.01	-0.43	0.00	0.01	0.21		
GA3[groß]	-0.08	***	0.02	-7.30	-0.08	***	0.02	-7.65	-0.09	***	0.02	-8.49	-0.08	***	0.02	-8.07
VJ[t+1]	-0.04	***	0.01	-3.60	-0.04	***	0.01	-3.61	-0.01	0.01	-0.94	-0.01	0.01	-0.51		
N/R <sup>2</sup>			840/0.921			806/0.925				912/0.908				876/0.917		
RSE/F-Wert			0.109/960.40***			0.102/979.74***				0.122/891.82***				0.113/957.44***		
				t=2005				t=2006								
Konst.	7.53	***	0.06	7.53	***	0.05	7.57	***	0.06	7.56	***	0.06				
ln(WF)	1.02	***	0.01	1.02	***	0.01	1.02	***	0.01	1.02	***	0.01				
ln(BA)	-0.13	***	0.01	-0.13	***	0.01	-0.14	***	0.01	-0.13	***	0.01				
LQ[mäßig]	-0.02		0.02	-1.89	-0.03	**	0.01	-2.90	0.00	0.02	-0.47	-0.01	0.01	-1.06		
LQ[gut]	0.04	***	0.01	4.25	0.05	***	0.01	5.25	0.03	***	0.01	2.91	0.03	***	0.01	3.02
AQ[gehoben]	0.13	***	0.01	13.71	0.12	***	0.01	12.73	0.14	***	0.01	15.49	0.14	***	0.01	15.17
AZ[ja]	0.07	***	0.02	7.60	0.08	***	0.02	8.71	0.07	***	0.02	7.13	0.07	***	0.02	7.08
DG[ja]	-0.02		0.02	-1.54	0.00	0.01	0.07	-0.02	0.02	-2.13	-0.02	0.01	-2.02			
GA3[klein]	0.01		0.01	0.97	0.02	**	0.01	2.29	0.03	**	0.01	2.86	0.04	***	0.01	3.59
GA3[groß]	-0.09	***	0.02	-8.89	-0.10	***	0.02	-9.89	-0.09	***	0.02	-8.28	-0.09	***	0.02	-8.21
VJ[t+1]	0.01		0.01	0.89	0.01	0.01	0.55	-0.01	0.01	0.01	-0.79	-0.01	0.01	-1.26		
N/R <sup>2</sup>			923/0.907			887/0.918				854/0.915				818/0.921		
RSE/F-Wert			0.133/891.09***			0.124/975.27***				0.133/904.66***				0.124/935.46***		

Legende: \*p<0.1; \*\*p<0.05; \*\*\*p<0.01

Tabelle 4.25: (Fortsetzung)

	Abhängige Variable: ln(KP)															
	vorher			nachher			vorher			nachher						
	$\hat{b}$	SE	$\Delta\%$	$\hat{b}$	SE	$\Delta\%$	$\hat{b}$	SE	$\Delta\%$	$\hat{b}$	SE	$\Delta\%$				
	t=2007						t=2008									
Konst.	7.52	***	0.06	7.48	***	0.05	7.40	***	0.06	7.43	***	0.05				
ln(WF)	1.03	***	0.01	1.04	***	0.01	1.06	***	0.01	1.05	***	0.01				
ln(BA)	-0.13	***	0.01	-0.13	***	0.01	-0.12	***	0.01	-0.13	***	0.01				
LQ[mäßig]	-0.04	***	0.01	-3.77	-0.05	***	0.01	-4.96	-0.06	***	0.01	-5.92	-0.07	***	0.01	-6.31
LQ[gut]	0.02	*	0.01	1.62	0.01	0.01	1.28	0.00	0.01	0.12	0.00	0.01	0.38			
AQ[gehoben]	0.16	***	0.01	16.88	0.16	***	0.01	16.90	0.15	***	0.01	16.72	0.15	***	0.01	16.75
AZ[ja]	0.05	**	0.02	5.38	0.03	**	0.02	3.14	0.04	0.03	3.73	0.02	0.02	1.85		
DG[ja]	-0.01	**	0.02	-0.56	-0.01	*	0.01	-1.26	-0.01	**	0.02	-1.01	-0.01	0.01	-0.64	
GA3[klein]	0.03	**	0.01	2.68	0.02	*	0.01	1.98	0.03	**	0.01	2.68	0.02	**	0.01	2.18
GA3[groß]	-0.10	***	0.02	-9.33	-0.08	***	0.01	-7.95	-0.09	***	0.03	-8.75	-0.08	***	0.02	-7.64
VJ[t+1]	0.01	0.01	1.15	0.01	*	0.01	1.47	0.01	0.01	1.40	0.01	*	0.01	1.49		
N/R <sup>2</sup>	942/0.917			904/0.925			983/0.913			930/0.928						
RSE/F-Wert	0.131/1028.32***			0.121/1107.70***			0.136/1024.29***			0.121/1178.77***						
	t=2009						t=2010									
Konst.	7.12	***	0.07	7.17	***	0.06	7.01	***	0.07	6.97	***	0.06				
ln(WF)	1.07	***	0.02	1.07	***	0.01	1.07	***	0.02	1.08	***	0.01				
ln(BA)	-0.06	***	0.01	-0.08	***	0.01	-0.02	***	0.01	-0.03	***	0.01				
LQ[mäßig]	-0.05	**	0.02	-4.50	-0.04	***	0.01	-4.21	-0.03	0.02	-2.78	-0.01	0.02	-1.37		
LQ[gut]	0.00	0.01	-0.13	-0.01	0.01	0.01	-0.62	0.01	0.01	0.98	0.01	0.01	1.11			
AQ[gehoben]	0.25	***	0.02	28.63	0.22	***	0.01	25.17	0.34	***	0.02	39.84	0.33	***	0.02	38.44
AZ[ja]	0.04	0.03	4.28	0.01	0.02	1.06	0.07	***	0.03	7.38	0.08	***	0.02	7.97		
DG[ja]	-0.03	*	0.02	-3.33	-0.03	*	0.01	-2.81	-0.03	0.02	-2.53	-0.03	*	0.02	-2.78	
GA3[klein]	0.06	***	0.01	5.96	0.05	***	0.01	5.43	0.06	***	0.02	5.89	0.05	***	0.01	5.05
GA3[groß]	-0.07	**	0.03	-7.26	-0.06	***	0.02	-6.17	-0.08	***	0.03	-7.31	-0.10	***	0.02	-9.79
VJ[t+1]	0.06	***	0.01	6.15	0.05	***	0.01	5.24	0.06	***	0.01	6.37	0.06	***	0.01	6.18
N/R <sup>2</sup>	1165/0.887			1090/0.912			1269/0.893			1200/0.916						
RSE/F-Wert	0.177/901.98***			0.146/1125.06***			0.199/1045.97***			0.170/1302.73***						
	t=2011						t=2012									
Konst.	7.18	***	0.07	7.20	***	0.07	7.37	***	0.07	7.40	***	0.07				
ln(WF)	1.01	***	0.02	1.01	***	0.02	0.97	***	0.02	0.97	***	0.01				
ln(BA)	0.00	0.01	0.00	0.00	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01				
LQ[mäßig]	-0.05	***	0.02	-5.07	-0.05	***	0.02	-4.59	-0.10	***	0.02	-9.81	-0.10	***	0.01	-9.84
LQ[gut]	0.02	0.01	1.82	0.01	0.01	1.09	0.02	0.01	1.64	0.00	0.01	0.24				
AQ[einfach]							-0.16	***	0.05	-15.16	-0.21	***	0.03	-19.15		
AQ[gehoben]	0.38	***	0.02	46.06	0.38	***	0.02	45.80	0.33	***	0.02	39.59	0.33	***	0.01	38.90
AZ[ja]	0.16	***	0.03	17.02	0.16	***	0.02	16.76	0.16	***	0.04	17.20	0.15	***	0.02	16.43
DG[ja]	0.00	0.02	0.03	0.00	0.02	0.31	-0.01	0.02	-1.10	-0.02	0.02	-2.36				
GA3[klein]	0.09	***	0.02	9.62	0.10	***	0.01	10.34	0.10	***	0.02	11.03	0.11	***	0.02	12.07
GA3[groß]	-0.09	***	0.03	-8.28	-0.09	***	0.02	-8.88	-0.06	*	0.04	-5.86	-0.05	*	0.03	-4.83
VJ[t+1]	0.07	***	0.01	7.43	0.07	***	0.01	7.33	0.05	***	0.01	5.33	0.05	***	0.01	5.11
N/R <sup>2</sup>	1159/0.893			1100/0.913			1178/0.884			1125/0.901						
RSE/F-Wert	0.205/957.50***			0.180/1149.00***			0.203/804.82***			0.183/917.68***						

Legende: \*p&lt;0.1; \*\*p&lt;0.05; \*\*\*p&lt;0.01

Tabelle 4.25: (Fortsetzung)

	Abhängige Variable: ln(KP)								
	t=2013			vorher			nachher		
	$\hat{b}$	SE	$\Delta\%$	$\hat{b}$	SE	$\Delta\%$	$\hat{b}$	SE	$\Delta\%$
Konst.	7.45	***	0.07	7.42	***	0.06			
ln(WF)	0.99	***	0.02	1.01	***	0.01			
ln(BA)	-0.01		0.01	-0.01		0.01			
LQ[mäßig]	-0.12	***	0.02	-11.74	-0.13	***	0.02	-12.13	
LQ[gut]	0.03	**	0.01	3.13	0.01		0.01	1.33	
LQ[sehr gut]	0.05		0.04		0.05	*		0.03	4.74
AQ[einfach]	-0.14	***	0.04	-13.02	-0.15	***	0.03	-13.71	
AQ[gehoben]	0.28	***	0.02	31.96	0.26	***	0.01	30.09	
AZ[ja]	0.10	***	0.03	10.91	0.11	***	0.02	11.09	
DG[ja]	-0.04	**	0.02	-4.32	-0.08	***	0.02	-7.46	
GA3[klein]	0.06	***	0.02	6.14	0.06	***	0.02	5.87	
GA3[groß]	-0.06	**	0.03	-6.14	-0.07	***	0.02	-6.82	
VJ[t+1]	0.06	***	0.01	6.42	0.07	***	0.01	7.33	
N/R <sup>2</sup>	1133/0.880			1081/0.906					
RSE/F-Wert	0.208/685.85***			0.181/858.13***					

Legende: \*p<0.1; \*\*p<0.05; \*\*\*p<0.01

Die Koeffizienten einzelner Kategorien mit geringer Effektstärke sind mangels Teststärke und Präzision teilweise als nicht signifikant und mit einem der Hypothese entgegengesetzten Vorzeichen ausgewiesen. Einen kompakten Überblick hierzu gibt Tabelle 4.26. Diese weist jeweils das Minimum (*min*), der Mittelwert (*mean*) und das Maximum (*max*) der Modellgrößen nach dem Ausschluss einflussreicher Ausreißer aus. Die vorletzte Spalte gibt an, in wie viel Prozent aller Modelle (in denen die jeweilige Variable einbezogen wurde) die Nullhypothese bezüglich des jeweiligen Koeffizienten zum Signifikanzniveau 5% verworfen wurde. Die letzte Spalte gibt die gemäß Hypothese vermutete Richtung des Effektes wieder. Kategorien, deren Koeffizienten teilweise mit falschem Vorzeichen ausgewiesen wurden, sind grau hinterlegt.

Angesichts der Folgen der teilweise zu geringen Teststärke eignet sich der TA-Ansatz zur Ableitung von Preisindizes jedoch nicht zur Ableitung adäquater Anpassungsfaktoren und Schätzfunktionen für andere Objekte als das Referenzobjekt. Bei der Ableitung von Preisindizes sollten auch jene Kategorien in den Modellen belassen werden, deren Koeffizienten nicht signifikant und ggf. mit falschem Vorzeichen ausgewiesen wurden. Denn deren Vernachlässigung würde zur Verzerrung anderer Koeffizienten und damit vor allem der Koeffizienten der für die Ermittlung von Preisindizes relevanten Zeit-Dummy-Variablen führen.

**Tabelle 4.26:** Verteilung der Kenngrößen der Modelle beim TA-Ansatz nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer für Wohnungen im Wiederverkauf

	$\hat{b}$			SE			$\Delta\%$			**	H
	min	mean	max	min	mean	max	min	mean	max		
Konstante	6.97	7.42	7.62	0.04	0.06	0.07				100%	+
ln(WF)	0.97	1.03	1.08	0.01	0.01	0.02				100%	+
ln(BA)	-0.14	-0.09	0.01	0.01	0.01	0.01				77%	-
LQ[mäßig]	-0.13	-0.04	-0.01	0.01	0.01	0.02	-12.13	-4.29	-0.88	69%	-
LQ[gut]	-0.02	0.01	0.05	0.01	0.01	0.01	-1.84	1.48	5.25	38%	+
LQ[sehr gut]	0.05	0.05	0.05	0.03	0.03	0.03	4.74	4.74	4.74	0%	++
AQ[einfach]	-0.21	-0.15	-0.11	0.02	0.02	0.03	-19.15	-14.30	-10.02	100%	-
AQ[gehoben]	0.07	0.19	0.38	0.01	0.01	0.02	7.44	21.62	45.80	100%	+
AZ[ja]	-0.02	0.06	0.16	0.02	0.02	0.02	-1.63	6.60	16.76	69%	+
DG[ja]	-0.08	-0.01	0.02	0.01	0.01	0.02	-7.46	-1.29	2.05	8%	-
GAC[klein]	-0.02	0.03	0.11	0.01	0.01	0.02	-1.70	3.62	12.07	62%	+
GAC[groß]	-0.10	-0.08	-0.03	0.01	0.02	0.03	-9.89	-7.31	-2.95	85%	-
VJ[t+1]	-0.04	0.02	0.07	0.01	0.01	0.01	-3.61	2.36	7.33	46%	-
N	min/mean/max					806/979/1200					
R <sup>2</sup>	min/mean/max					0.901/0.918/0.928					
RSE	min/mean/max					0.102/0.137/0.183					

**Preisindexreihe** Die Ermittlung von Preisindizes zum Basisjahr 2001 erfolgt aus den Modellen nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer in zwei Schritten. Zunächst werden aus den einzelnen Modellen die Preisindizes

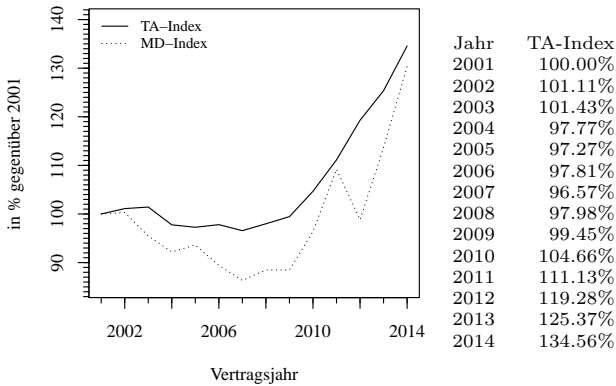
$$IP_{t,t+1} = 100 + \Delta_{t+1}\% \quad , t = 2001, \dots, 2013 \quad (4.47)$$

des Folgejahres  $t + 1$  gegenüber dem Referenzjahr  $t$  abgeleitet. Aus diesen werden wiederum durch Verkettung Preisindizes der Jahre  $\tau = 2002, \dots, 2014$  gegenüber dem Basisjahr 2001 wie folgt ermittelt:

$$IP_{2001,\tau} = \prod_{t=2001}^{\tau} IP_{t,t+1} \quad , \tau = 2001, \dots, 2014 \quad (4.48)$$

Abbildung 4.29 gibt die auf diese Weise ermittelte Preisindexreihe (TA-Ansatz) graphisch wieder. Ergänzend wurde eine auf Basis der Mediane der Kaufpreise in den einzelnen Jahren ermittelte Preisindexreihe (MD-Index) abgetragen. Beim MD-Index erfolgt keine Kontrolle der Qualitätsunterschiede der Einheiten in den einzelnen Jahren. Abweichungen zwischen dem MD- und TA-Index verdeutlichen die Notwendigkeit einer Kontrolle der Qualitätsunterschiede zur Messung der reinen Preisänderung und damit den Vorteil des TA-Index.





**Abbildung 4.29:** Preisindexreihe gemäß dem TA-Ansatz für Wohnungen im Wiederverkauf von 2001 bis 2014 gegenüber dem Basisjahr 2001

**Modelldiagnostik** Für die einzelnen Modelle ergaben sich dieselben Implikationen hinsichtlich der Erfüllung der Prämissen der klassischen multiplen linearen Regression wie beim TD-Ansatz. Einflussreiche Ausreißer führten mehr oder weniger zu Abweichungen der Verteilung der Residuen von der theoretischen Normalverteilung an den Rändern. Nach deren Ausschluss sind die Residuen jeweils näherungsweise normal verteilt. Ab einem Baualter von etwa 20 Jahren nimmt die Streuung der Fehler stark zu. Um dennoch aussagekräftige Hypothesentests zu ermöglichen, wurden robuste Standardfehler verwendet.

#### 4.2.4 Schätzung von Preisindizes nach dem RW-Ansatz

In diesem Unterabschnitt folgt die Schätzung einer Preisindexreihe für Wohnungen im Wiederverkauf nach dem RW-Ansatz. Die Anzahl pro Modell aggregierter Jahre wurde auf 8 Jahre festgelegt, sodass mindestens 1 500 Fälle pro Modell für eine hinreichende Teststärke und Präzision vorliegen und gegenüber dem TD-Ansatz keine weiteren Kategorien aufgrund unzureichender Belegung auszuschließen sind. Die Ausgangsbasis bilden demnach über je 8 aufeinanderfolgende Jahre aggregierte Teilstichproben. Tabelle 4.27 gibt die Verteilung der Variablen in den Teilstichproben,

sortiert nach dem Referenzjahr  $t$ , wieder. Für metrische Variablen wurde der Mittelwert ( $mean$ ), die Standardabweichung ( $sd$ ), das Minimum ( $min$ ) und das Maximum ( $max$ ) ausgewiesen. Für kategoriale Variablen wurde die relative Häufigkeit ausgewiesen. Die letzte Zeile gibt den Umfang der Teilstichproben ( $N$ ) wieder. Die Referenzkategorien (0) sind analog zum TD-Ansatz festgelegt.

**Tabelle 4.27:** Teilstichproben beim RW-Ansatz für Wohnungen im Wiederverkauf

	Referenzjahr $t$								Referenzjahr $t$							
	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007		2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	
<i>KP (Kaufpreis [1000 €])</i>																
<i>mean</i>	108	106	107	112	115	119	126	<i>AZ (Aufzug)</i>	0: nein	62%	60%	60%	60%	60%	60%	61%
<i>sd</i>	47	47	53	62	67	73	79	1: ja	38%	40%	40%	40%	40%	40%	39%	
<i>min</i>	19	19	14	14	14	14	14	<i>KG (Lage im Kellergeschoss)</i>								
<i>max</i>	514	468	526	568	602	723	723	0: nein	99%	99%	99%	99%	99%	99%	99%	
<i>WF (Wohnfläche [m<sup>2</sup>])</i>																
<i>mean</i>	77	75	75	75	74	73	74	1: ja	1%	1%	1%	1%	1%	1%	1%	
<i>sd</i>	26	26	26	27	28	29	29	<i>DG (Lage im Dachgeschoss)</i>								
<i>min</i>	16	16	16	16	16	16	16	0: nein	92%	92%	91%	91%	91%	91%	91%	
<i>max</i>	260	260	260	260	260	260	315	1: ja	8%	8%	9%	9%	9%	9%		
<i>BA (Baualter [Jahre])</i>																
<i>mean</i>	38	38	39	41	42	43	44	<i>GA (Gebäudeart 3)</i>								
<i>sd</i>	25	25	27	29	30	31	32	0: mittel	38%	39%	37%	36%	37%	37%	36%	
<i>min</i>	2	2	2	2	2	2	2	1: klein	26%	25%	25%	27%	27%	27%	28%	
<i>max</i>	307	309	460	460	460	460	460	2: groß	35%	37%	37%	37%	36%	36%	36%	
<i>LQ (Lagequalität)</i>																
0: mittel	46%	46%	46%	48%	49%	48%	48%	0: $t$	14%	13%	12%	9%	13%	9%	11%	
1: mäßig	11%	11%	11%	11%	12%	13%	12%	1: $t+1$	13%	13%	10%	13%	9%	11%	11%	
2: gut	43%	43%	41%	40%	38%	38%	38%	2: $t+2$	13%	10%	14%	10%	11%	11%	11%	
3: sehr gut	1%	1%	1%	1%	1%	1%	1%	3: $t+3$	10%	14%	10%	12%	11%	12%	15%	
<i>Ausstattung (AQ)</i>																
0: mittel	85%	86%	85%	82%	80%	78%	76%	4: $t+4$	14%	10%	12%	12%	12%	15%	14%	
1: einfach	2%	1%	1%	1%	1%	1%	2%	5: $t+5$	10%	13%	12%	13%	16%	14%	13%	
2: gehoben	13%	13%	15%	18%	19%	21%	22%	6: $t+6$	13%	13%	13%	16%	15%	13%	14%	
								7: $t+7$	13%	14%	17%	15%	13%	14%	11%	
<i>N</i>	3798	3776	3945	4092	4281	4367	4486	<i>N</i>	3798	3776	3945	4092	4281	4367	4486	

Für jede Teilstichprobe wurde ein Modell vor und nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer analog dem finalen Modell des TD-Ansatzes geschätzt. Entsprechend wurden  $2 \cdot 7 = 14$  Modelle geschätzt. Tabelle 4.28 gibt die Modelle vor und nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer, sortiert nach dem Referenzjahr  $t$ , wieder. Dabei bezeichnen  $\hat{b}$  die geschätzten Koeffizienten,  $SE$  die robusten Standardfehler (Typ HC3) und  $\Delta\%$  die unter Normalverteilung der Residuen besten erwartungstreuen Schätzer der prozentualen Änderung des Kaufpreises der jeweiligen Kategorien gegenüber der Referenzkategorie (0).

**Tabelle 4.28:** Zusammenfassung der Modelle beim RW-Ansatz für Wohnungen im Wiederverkauf vor und nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer

	vorher		Abhängige Variablen: ln(KP)						nachher			
	$\hat{b}$	SE	$\Delta\%$	$\hat{b}$	SE	$\Delta\%$	$\hat{b}$	SE	$\Delta\%$	$\hat{b}$	SE	$\Delta\%$
	t=2001						t=2002					
Konstante	7.59 ***	0.03		7.55 ***	0.03		7.56 ***	0.03		7.56 ***	0.03	
ln(WF)	1.02 ***	0.01		1.03 ***	0.01		1.03 ***	0.01		1.03 ***	0.01	
ln(BA)	-0.13 ***	0.00		-0.13 ***	0.00		-0.13 ***	0.00		-0.13 ***	0.00	
LQ[mäßig]	-0.02 **	0.01	-1.71	-0.02 ***	0.01	-2.41	-0.02 ***	0.01	-2.46	-0.03 ***	0.01	-2.83
LQ[gut]	0.01 ***	0.00	1.48	0.02 ***	0.00	1.60	0.02 ***	0.00	2.12	0.02 ***	0.00	2.35
LQ[sehr gut]	0.07 *	0.04	7.37	0.08 ***	0.02	8.28	0.06	0.04	5.61	0.06 ***	0.02	6.23
AQ[einfach]	-0.10 ***	0.02	-9.76	-0.11 ***	0.01	-10.87	-0.15 ***	0.03	-14.18	-0.17 ***	0.01	-15.53
AQ[gehoben]	0.13 ***	0.01	14.02	0.12 ***	0.01	13.01	0.13 ***	0.01	13.69	0.12 ***	0.01	13.05
KG[ja]	-0.10 ***	0.03	-9.33	-0.07 ***	0.01	-7.03	-0.10 ***	0.02	-9.39	-0.08 ***	0.02	-7.92
DG[ja]	0.00	0.01	0.24	0.00	0.01	0.37	-0.01	0.01	-0.83	-0.01	0.01	-0.51
AZ[ja]	0.04 ***	0.01	4.17	0.04 ***	0.01	3.78	0.05 ***	0.01	5.57	0.05 ***	0.01	4.61
GA[klein]	0.01 **	0.01	1.24	0.01 **	0.01	1.09	0.01 **	0.01	1.12	0.01 *	0.01	0.99
GA[groß]	-0.07 ***	0.01	-7.21	-0.07 ***	0.01	-6.94	-0.09 ***	0.01	-8.52	-0.08 ***	0.01	-7.95
VJ[t+1]	0.00	0.01	0.12	0.01 *	0.01	1.35	0.00	0.01	0.15	0.00	0.01	0.08
VJ[t+2]	0.00	0.01	0.27	0.01 *	0.01	1.44	-0.04 ***	0.01	-3.62	-0.03 ***	0.01	-3.29
VJ[t+3]	-0.04 ***	0.01	-3.47	-0.02 ***	0.01	-2.07	-0.05 ***	0.01	-4.45	-0.04 ***	0.01	-4.10
VJ[t+4]	-0.04 ***	0.01	-4.40	-0.03 ***	0.01	-2.79	-0.04 ***	0.01	-3.51	-0.03 ***	0.01	-2.80
VJ[t+5]	-0.04 ***	0.01	-3.48	-0.01 *	0.01	-1.48	-0.04 ***	0.01	-4.13	-0.04 ***	0.01	-4.29
VJ[t+6]	-0.04 ***	0.01	-4.18	-0.03 ***	0.01	-3.12	-0.03 ***	0.01	-3.30	-0.03 ***	0.01	-3.23
VJ[t+7]	-0.03 ***	0.01	-3.31	-0.02 **	0.01	-1.73	-0.02 ***	0.01	-2.20	-0.02 **	0.01	-1.88
N/R <sup>2</sup>	3798/0.91176			3658/0.9233			3776/0.91575			3625/0.92452		
RSE/F-Wert	0.12727/2054.49***			0.11561/2305.02***			0.12727/2148.61***			0.117/2323.90***		
	t=2003						t=2004					
Konstante	7.42 ***	0.04		7.48 ***	0.03		7.21 ***	0.04		7.29 ***	0.03	
ln(WF)	1.04 ***	0.01		1.04 ***	0.01		1.05 ***	0.01		1.05 ***	0.01	
ln(BA)	-0.11 ***	0.00		-0.12 ***	0.00		-0.08 ***	0.00		-0.09 ***	0.00	
LQ[mäßig]	-0.03 ***	0.01	-2.54	-0.03 ***	0.01	-2.61	-0.03 ***	0.01	-3.11	-0.03 ***	0.01	-2.80
LQ[gut]	0.02 ***	0.01	1.71	0.02 ***	0.00	2.03	0.01 **	0.01	1.37	0.02 ***	0.00	1.65
LQ[sehr gut]	0.05	0.04	5.49	0.05 **	0.02	5.52	0.02	0.03	2.47	0.05 **	0.02	4.87
AQ[einfach]	-0.18 ***	0.03	-16.10	-0.19 ***	0.01	-17.59	-0.17 ***	0.04	-15.51	-0.19 ***	0.02	-17.31
AQ[gehoben]	0.18 ***	0.01	19.93	0.15 ***	0.01	16.52	0.24 ***	0.01	27.73	0.21 ***	0.01	23.52
KG[ja]	-0.13 ***	0.03	-11.95	-0.12 ***	0.02	-11.10	-0.14 ***	0.03	-13.28	-0.14 ***	0.02	-12.98
DG[ja]	-0.01	0.01	-1.37	-0.01	0.01	-0.73	-0.02 *	0.01	-1.63	-0.01	0.01	-0.95
AZ[ja]	0.06 ***	0.01	6.47	0.05 ***	0.01	4.92	0.08 ***	0.01	8.08	0.05 ***	0.01	5.47
GA[klein]	0.03 ***	0.01	2.91	0.02 ***	0.01	2.21	0.04 ***	0.01	4.31	0.04 ***	0.01	4.19
GA[groß]	-0.09 ***	0.01	-8.71	-0.09 ***	0.01	-8.17	-0.10 ***	0.01	-9.19	-0.08 ***	0.01	-8.03
VJ[t+1]	-0.04 ***	0.01	-3.84	-0.03 ***	0.01	-3.33	-0.01	0.01	-1.32	-0.02 *	0.01	-1.50
VJ[t+2]	-0.05 ***	0.01	-4.87	-0.05 ***	0.01	-4.53	0.00	0.01	0.24	0.00	0.01	0.03
VJ[t+3]	-0.04 ***	0.01	-3.66	-0.03 ***	0.01	-3.10	-0.01	0.01	-1.32	-0.02 **	0.01	-1.81
VJ[t+4]	-0.05 ***	0.01	-4.68	-0.05 ***	0.01	-4.57	0.00	0.01	-0.04	0.00	0.01	0.03
VJ[t+5]	-0.04 ***	0.01	-3.69	-0.03 ***	0.01	-3.13	0.02 *	0.01	1.54	0.02 *	0.01	1.60
VJ[t+6]	-0.02 ***	0.01	-2.37	-0.02 ***	0.01	-2.11	0.08 ***	0.01	8.38	0.08 ***	0.01	7.85
VJ[t+7]	0.05 ***	0.01	5.31	0.04 ***	0.01	4.51	0.15 ***	0.01	16.63	0.15 ***	0.01	15.73
N/R <sup>2</sup>	3945/0.89993			3762/0.91532			4092/0.89672			3882/0.91453		
RSE/F-Wert	0.14713/1857.70***			0.12769/2128.85***			0.16312/1860.68***			0.13984/2174.79***		

Legende: \*p&lt;0.1; \*\*p&lt;0.05; \*\*\*p&lt;0.01

Tabelle 4.28: (Fortsetzung)

	vorher			Abhängige Variablen: ln(KP) nachher			vorher			nachher		
	$\hat{b}$	SE	$\Delta\%$	$\hat{b}$	SE	$\Delta\%$	$\hat{b}$	SE	$\Delta\%$	$\hat{b}$	SE	$\Delta\%$
	t=2005						t=2006					
Konstante	7.16	***	0.04	7.23	***	0.03	7.16	***	0.04	7.18	***	0.03
ln(WF)	1.04	***	0.01	1.04	***	0.01	1.03	***	0.01	1.04	***	0.01
ln(BA)	-0.06	***	0.01	-0.07	***	0.00	-0.04	***	0.00	-0.05	***	0.00
LQ[mäßig]	-0.04	***	0.01	-3.70	-0.03	***	0.01	-2.63	-0.06	***	0.01	-5.11
LQ[ <i>gut</i> ]	0.02	***	0.01	1.88	0.02	***	0.01	2.08	0.01	**	0.01	1.33
LQ[ <i>sehr gut</i> ]	0.03	***	0.03	3.20	0.04	*	0.02	3.66	0.04	***	0.03	4.49
AQ[einfach]	-0.16	***	0.03	-14.69	-0.17	***	0.02	-16.04	-0.16	***	0.03	-14.87
AQ[gehoben]	0.28	***	0.01	31.96	0.25	***	0.01	28.16	0.29	***	0.01	33.63
KG[ <i>ja</i> ]	-0.13	***	0.03	-11.85	-0.11	***	0.02	-10.12	-0.12	***	0.03	-11.23
DG[ <i>ja</i> ]	-0.01	***	0.01	-0.96	-0.01	***	0.01	-0.81	-0.02	***	0.01	-1.59
AZ[ <i>ja</i> ]	0.10	***	0.01	10.87	0.08	***	0.01	8.69	0.11	***	0.01	11.15
GA[klein]	0.06	***	0.01	6.05	0.06	***	0.01	6.04	0.07	***	0.01	7.51
GA[groß]	-0.10	***	0.01	-9.52	-0.10	***	0.01	-9.12	-0.09	***	0.01	-8.28
VJ[t+1]	0.02	***	0.01	1.59	0.02	**	0.01	1.88	-0.02	**	0.01	-2.21
VJ[t+2]	0.00	***	0.01	-0.36	0.00	***	0.01	-0.47	-0.01	***	0.01	-0.79
VJ[t+3]	0.01	***	0.01	1.00	0.01	***	0.01	1.31	0.01	***	0.01	0.92
VJ[t+4]	0.03	***	0.01	2.70	0.03	***	0.01	3.00	0.07	***	0.01	6.92
VJ[t+5]	0.09	***	0.01	9.08	0.09	***	0.01	9.38	0.13	***	0.01	14.35
VJ[t+6]	0.16	***	0.01	16.93	0.16	***	0.01	16.84	0.19	***	0.01	21.27
VJ[t+7]	0.21	***	0.01	23.62	0.20	***	0.01	22.17	0.25	***	0.01	28.49
N/R <sup>2</sup>	4281/0.89151			4065/0.90908			4367/0.89086			4155/0.91047		
RSE/F-Wert	0.17509/1842.83***			0.15202/2128.64***			0.18344/1867.42***			0.16029/2213.26***		
	t=2007											
Konstante	7.13	***	0.04	7.14	***	0.03						
ln(WF)	1.03	***	0.01	1.03	***	0.01						
ln(BA)	-0.04	***	0.00	-0.04	***	0.00						
LQ[mäßig]	-0.07	***	0.01	-6.45	-0.06	***	0.01	-5.87				
LQ[ <i>gut</i> ]	0.02	***	0.01	1.72	0.01	**	0.01	1.38				
LQ[ <i>sehr gut</i> ]	0.03	***	0.03	2.92	0.03	**	0.02	3.42				
AQ[einfach]	-0.14	***	0.03	-13.13	-0.14	***	0.02	-13.49				
AQ[gehoben]	0.29	***	0.01	34.19	0.27	***	0.01	31.37				
KG[ <i>ja</i> ]	-0.12	***	0.03	-11.00	-0.09	***	0.02	-8.78				
DG[ <i>ja</i> ]	-0.01	***	0.01	-1.48	-0.02	**	0.01	-2.02				
AZ[ <i>ja</i> ]	0.11	***	0.01	11.08	0.10	***	0.01	10.25				
GA[klein]	0.07	***	0.01	7.32	0.07	***	0.01	7.65				
GA[groß]	-0.09	***	0.01	-8.27	-0.09	***	0.01	-8.74				
VJ[t+1]	0.01	***	0.01	1.49	0.02	**	0.01	1.95				
VJ[t+2]	0.03	***	0.01	3.21	0.03	***	0.01	3.40				
VJ[t+3]	0.09	***	0.01	9.28	0.09	***	0.01	9.46				
VJ[t+4]	0.16	***	0.01	16.85	0.16	***	0.01	17.39				
VJ[t+5]	0.21	***	0.01	23.93	0.21	***	0.01	23.24				
VJ[t+6]	0.27	***	0.01	31.29	0.27	***	0.01	30.42				
VJ[t+7]	0.35	***	0.01	41.33	0.36	***	0.01	42.88				
N/R <sup>2</sup>	4486/0.89056			4266/0.91146								
RSE/F-Wert	0.19005/1912.78***			0.16559/2300.59***								

Legende: \*p<0.1; \*\*p<0.05; \*\*\*p<0.01

Koeffizienten einzelner Kategorien werden auch bei mehr als 1 500 Fällen nicht stets als signifikant ausgewiesen. Die Präzision der Schätzung ist jedoch hinreichend in dem Sinne, dass alle Koeffizienten, das gemäß Hypothese vermutete Vorzeichen aufweisen. Einen kompakteren Überblick hierzu gibt Tabelle 4.29. Darin sind Minimum (*min*), Mittelwert (*mean*) und Maximum (*max*) der Kenngrößen der Modelle nach Ausschluss ein-

flussreicher Ausreißer ausgewiesen. Die vorletzte Spalte gibt an, in wie viel Prozent der Modelle die Nullhypothese des jeweiligen Koeffizienten zum Signifikanzniveau 5% verworfen wurde. Die letzte Spalte gibt die gemäß Hypothese vermutete Richtung des Effektes wieder.

**Tabelle 4.29:** Verteilung der Kenngrößen der Modelle nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer beim RW-Ansatz für Wohnungen im Wiederverkauf

	$\hat{b}$			SE			$\Delta\%$			**	H
	min	mean	max	min	mean	max	min	mean	max		
Konstante	7.14	7.35	7.56	0.03	0.03	0.03				100%	+
ln(WF)	1.03	1.04	1.05	0.01	0.01	0.01				100%	+
ln(BA)	-0.13	-0.09	-0.04	0.00	0.00	0.00				100%	-
LQ[mäßig]	-0.06	-0.04	-0.02	0.01	0.01	0.01	-5.87	-3.47	-2.41	100%	-
LQ[gut]	0.01	0.02	0.02	0.00	0.00	0.01	1.33	1.77	2.35	100%	+
LQ[sehr gut]	0.03	0.05	0.08	0.02	0.02	0.02	3.42	5.39	8.28	86%	++
AQ[einfach]	-0.19	-0.17	-0.11	0.01	0.02	0.02	-17.59	-15.38	-10.87	100%	-
AQ[gehoben]	0.12	0.20	0.27	0.01	0.01	0.01	13.01	22.36	31.37	100%	+
KG[ja]	-0.14	-0.10	-0.07	0.01	0.02	0.02	-12.98	-9.67	-7.03	100%	-
DG[ja]	-0.02	-0.01	0.00	0.01	0.01	0.01	-2.02	-0.93	0.37	29%	-
AZ[ja]	0.04	0.07	0.10	0.01	0.01	0.01	3.78	6.85	10.25	100%	+
GA[klein]	0.01	0.04	0.07	0.01	0.01	0.01	0.99	4.24	7.65	86%	+
GA[groß]	-0.10	-0.09	-0.07	0.01	0.01	0.01	-9.12	-8.24	-6.94	100%	-
VJ[t+1]	-0.03	0.00	0.02	0.01	0.01	0.01	-3.33	-0.30	1.95	57%	
VJ[t+2]	-0.05	-0.01	0.03	0.01	0.01	0.01	-4.53	-0.59	3.40	57%	
VJ[t+3]	-0.04	0.00	0.09	0.01	0.01	0.01	-4.10	0.10	9.46	71%	
VJ[t+4]	-0.05	0.02	0.16	0.01	0.01	0.01	-4.57	2.43	17.39	86%	
VJ[t+5]	-0.04	0.05	0.21	0.01	0.01	0.01	-4.29	5.66	23.24	71%	
VJ[t+6]	-0.03	0.08	0.27	0.01	0.01	0.01	-3.23	9.50	30.42	100%	
VJ[t+7]	-0.02	0.14	0.36	0.01	0.01	0.01	-1.88	15.53	42.88	100%	
N	min/mean/max			6625/3916/4266							
R <sup>2</sup>	min/mean/max			0.9091/0.9155/0.9245							
RSE	min/mean/max			0.1156/0.1397/0.1656							

Aufgrund der Tatsache, dass alle Koeffizienten zumindest das korrekte Vorzeichen aufweisen, kann der RW-Ansatz neben der Ableitung einer Preisindexreihe auch zur Ableitung adäquater Anpassungsfaktoren und damit beliebiger Schätzfunktionen für andere Objekte als das Referenzobjekt herangezogen werden. Um eine Verzerrung der Koeffizienten der zur Preisindexermittlung erforderlichen Zeit-Dummy-Variablen zu vermeiden sind stets alle Kategorien in den Modellen zu belassen, auch wenn sich diese als nicht signifikant ergeben.

Beim RW-Ansatz wird lediglich das aktuelle Basismodell (hier:  $t = 2001$ ) nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer veröffentlicht. Einen Überblick über die aus dem Basismodell abgeleiteten Schätzfunktionen des Kaufpreises  $KP_{jt}$  bzw. Kaufpreises pro Wohnfläche  $kp_{jt}$  einer Wohnung  $j$  im Jahr  $t$ , über die jeweiligen Anpassungsfaktoren  $IQ_{0j}^m$  der Kategorie  $j$  gegenüber der Referenzkategorie 0 der kategorialen Variable  $m$  und über die jeweiligen

Preisindizes  $IP_{0t}$  der Jahres  $t$  gegenüber dem Referenzjahr 0 gibt Tabelle 4.30. Wesentlich ist, dass sich aus dem Basismodell  $t=2001$  zunächst nur die Preisindizes der Jahre 2001 bis 2008 gegenüber dem Referenzjahr 2001 ergeben. Die restlichen in Tabelle 4.30 angeführten Preisindizes ergeben sich aus den jeweiligen Folgemodellen  $t = 2002, \dots, 2007$ , worauf noch eingegangen wird. Für eine allgemeine und formale Darstellung der Ableitung der in Tabelle 4.30 dargestellten Größen sei auf das Ende der Einleitung zu Kapitel 4 verwiesen.

**Tabelle 4.30:** Schätzfunktionen, Anpassungsfaktoren und Preisindizes für Wohnungen im Wiederverkauf, abgeleitet aus dem Basismodell ( $t = 2001$ ) bei Anwendung des RW-Ansatzes

<i>Schätzfunktionen</i>						
$\widehat{KP}_{jt} = 1919.97 \cdot WF^{1.03} \cdot BA^{-0.13} \cdot \prod_{m=1}^6 IQ_{0j}^m \cdot IP_{0t}$						
$\widehat{kp}_{jt} = 1919.97 \cdot WF^{0.03} \cdot BA^{-0.13} \cdot \prod_{m=1}^6 IQ_{0j}^m \cdot IP_{0t}$						
<i>Anpassungsfaktoren</i>			<i>Preisindizes</i>			
$m$	Variable	$j$ Kategorie	$IQ_{0j}^m$	Variable	$t$ Kategorie	$IP_{0t}$
1	Lagequalität	0 mittel	100.00%	Vertragsjahr	0 2001	100.00%
		1 mäßig	97.59%		1 2002	101.35%
		2 gut	101.60%		2 2003	101.44%
2	Ausstattung	3 sehr gut	108.28%	3 2004	97.93%	
		0 mittel	100.00%	4 2005	97.21%	
		1 einfach	89.13%	5 2006	98.52%	
3	Kellergeschoss	2 gehoben	113.01%	6 2007	96.88%	
		0 nein	100.00%	7 2008	98.27%	
		1 ja	92.97%	8 2009*	99.45%	
4	Dachgeschoss	0 nein	100.00%	9 2010*	106.01%	
		1 ja	100.37%	10 2011*	113.33%	
5	Aufzug	0 nein	100.00%	11 2012*	118.76%	
		1 ja	103.78%	12 2013*	125.13%	
6	Gebäudeart	0 mittel	100.00%	13 2014*	138.42%	
		1 klein	101.09%			
		2 groß	93.06%			

\*Abgeleitet aus den Folgemodellen  $t=2002, \dots, 2007$

Die Folgemodelle  $t = 2002, \dots, 2007$  dienen lediglich zur Fortschreibung der Preisindexreihe, werden jedoch selbst nicht veröffentlicht. Aus den jeweiligen Folgemodellen  $t = 2002, \dots, 2007$  wird der Preisindex

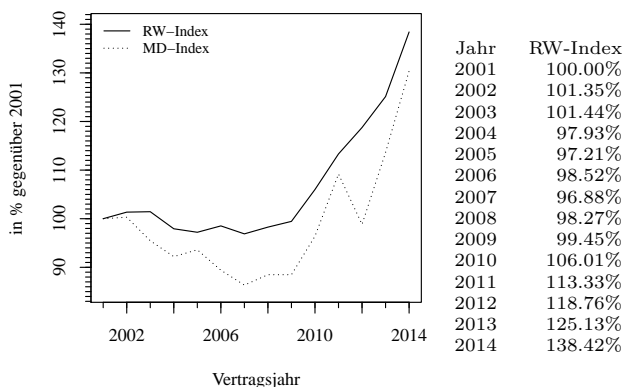
$$IP_{t,t+7} = 100 + \Delta_{t+7}[\%] \quad (4.49)$$

des jeweils letzten Jahres  $t+7$  zum jeweiligen Referenzjahr  $t = 2002, \dots, 2007$  abgeleitet und durch

$$IP_{2001,t+7} = IP_{t,t+7} \cdot IP_{2001,t} \quad (4.50)$$

auf das Referenzjahr 2001 des Basismodells umgerechnet. Hieraus resultieren Preisindizes der Jahre 2009 bis 2014 gegenüber dem Jahr 2001, die in Tabelle 4.30 bereits angeführt sind. Auf diese Weise ermöglicht der RW-Ansatz gegenüber dem TD-Ansatz ab dem Jahr 2011 eine jährliche Fortschreibung der Preisindexreihe ohne Revision der gesamten Preisindexreihe. Hinsichtlich der Anwendung der in Tabelle 4.30 angeführten Größen gelten dieselben Anmerkungen wie bereits beim TD-Ansatz. Allgemein empfiehlt sich beim RW-Ansatz eine periodische Aktualisierung des Basismodells (z.B. alle 5 Jahre), wobei jeweils die Preisindizes für Jahre vor dem neuen Referenzjahr auf das neue Referenzjahr umzurechnen sind. Insgesamt ermöglicht der RW-Ansatz damit eine periodische Aktualisierung der Schätzfunktionen und der Anpassungsfaktoren sowie zumindest ab dem Jahr 2009 die jährliche Fortschreibung einer Preisindexreihe ohne Revision.

Abbildung 4.42 gibt die auf Basis des RW-Ansatzes ermittelte Preisindexreihe (RW-Index) graphisch wieder. Ergänzend wurde eine auf Basis der Mediane der Kaufpreise in den einzelnen Jahren ermittelte Preisindexreihe (MD-Index) abgetragen. Beim MD-Index erfolgt keine Kontrolle der Qualitätsunterschiede der Einheiten in den einzelnen Jahren. Abweichungen zwischen dem MD- und RW-Index verdeutlichen die Notwendigkeit einer Kontrolle der Qualitätsunterschiede zur Messung der reinen Preisänderung und damit den Vorteil des RW-Index.



**Abbildung 4.30:** Preisindexreihe gemäß dem RW-Ansatz für Wohnungen im Wiederverkauf von 2001 bis 2014 gegenüber dem Basisjahr 2001

**Modelldiagnostik** Für die einzelnen Modelle ergaben sich dieselben Implikationen hinsichtlich der Erfüllung der Prämissen der klassischen multiplen linearen Regression wie beim TD-Ansatz. Einflussreiche Ausreißer führten mehr oder weniger zu Abweichungen der Verteilung der Residuen von der theoretischen Normalverteilung an den Rändern. Nach deren Ausschluss sind die Residuen jeweils näherungsweise normal verteilt. Ab einem Baualter von etwa 20 Jahren nimmt die Streuung der Fehler stark zu. Um dennoch aussagekräftige Hypothesentests zu ermöglichen, wurden robuste Standardfehler verwendet.

### 4.2.5 Zusammenfassung und Fazit

In Abschnitt 4.2 wurde je eine Preisindexreihe für Wohnungen im Wiederverkauf von 2001 bis 2014 zum Basisjahr 2001 nach dem TD-, TA- und RW-Ansatz geschätzt. Die Wahl der *funktionalen Form* im Rahmen des TD-Ansatzes führte zu einem log-log-Modell als am besten zur Prognose geeignete funktionale Form.

In Bezug auf die *Wahl der Variablen* im Rahmen des TD-Ansatzes ergab sich, dass eine Erweiterung um eine sachlogisch begründbare Interaktion zwischen der *Geschosslage*  $GL$  und dem *Aufzug*  $AZ$  nicht wie zu erwarten zur Verbesserung des Modells führte. Darüber hinaus ergaben sich Koeffizienten aller Kategorien der *Geschosslage*  $GL$  (außer der Kategorie  $GL=\{Kellergeschoss\}$ ) und der Kategorien des *Sondertyps*  $SW$  (außer der Kategorie  $SW=\{Dachgeschoss\}$ ) als nicht signifikant. Die Kategorien  $SW=\{Penthouse\}$  und  $SW=\{Maisonette\}$  wiesen zudem ein der Hypothese entgegengesetztes Vorzeichen auf. Eine Verbesserung des Modells ergab sich nur durch Vernachlässigung der Kategorien der *Geschosslage*  $GL$  und des *Sondertyps*  $SW$  (außer den Kategorien  $GL=\{Kellergeschoss\}$  und  $SW=\{Dachgeschoss\}$ ). Insgesamt wurden damit nicht alle zur Erstellung von Mietspiegeln üblichen Variablen als relevant zur Prognose des Kaufpreises von Wohnungen im Wiederverkauf bestätigt.

Die Ergebnisse deuten darauf hin, dass die Geschosslagen sowie die Sondertypen im Fragebogen nicht hinreichend definiert sind, was insbesondere nochmals durch Unterschiede hinsichtlich der Ergebnisse beim Erstverkauf belegt wird. Beispielsweise wären die Ergebnisse plausibel, wenn mangels



Definition im Fragebogen das Erdgeschoss häufig mit dem 1. Obergeschoss oder eine Penthouse-Wohnung häufig mit einer normalen Wohnung im obersten Geschoss von Gebäuden mit Flachdach verwechselt werden würden. Zudem sind die Ergebnisse bezüglich der Geschosslagen auch durch Verzerrungen erklärbar, die sich daraus ergeben, dass die Lage einer Wohnung im obersten Geschoss aktuell nicht erhoben wird und deren positiver Effekt nicht zugleich kontrolliert wird. Eine kritische Prüfung des Fragebogens sowie die künftige Erfassung der Lage im obersten Geschoss unabhängig von der Geschosslage und dem Sondertyp wird empfohlen.

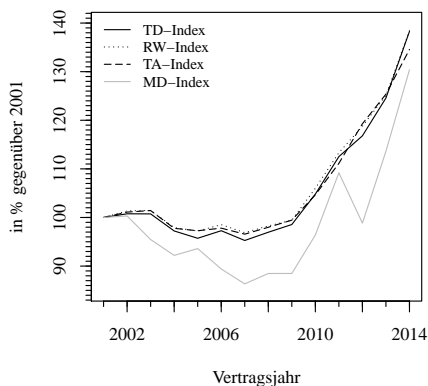
**Tabelle 4.31:** Zusammenfassender Vergleich der Ergebnisse auf Basis des TD-, RW- und TA-Ansatzes für Wohnungen im Wiederverkauf

<i>Schätzfunktionen</i>							
TD		$\widehat{KP}_{jt} = 1559.75 \cdot WF^{1.03} \cdot BA^{-0.08} \cdot \prod_{m=1}^6 IQ_{0j}^m \cdot IP_{0t}$					
RW		$\widehat{KP}_{jt} = 1919.97 \cdot WF^{1.03} \cdot BA^{-0.13} \cdot \prod_{m=1}^6 IQ_{0j}^m \cdot IP_{0t}$					
<i>Anpassungsfaktoren</i>		<i>IQ<sub>0j</sub><sup>m</sup> [%]</i>		<i>Preisindizes</i>		<i>IP<sub>0t</sub> [%]</i>	
<i>m</i>	<i>Variable j</i> <i>Kategorie</i>	<i>Ansatz</i> TD	RW	<i>Variable t</i> <i>Kategorie</i>	TD	Ansatz RW    TA	
1	Lagequalität			Vertragsjahr			
	0 mittel	100.00	100.00	0 2001	100.00	100.00    100.00	
	1 mäßig	96.31	97.59	1 2002	100.76	101.35    101.11	
	2 gut	101.57	101.60	2 2003	100.74	101.44    101.43	
2	Ausstattung	3 sehr gut	103.20	108.28	3 2004	97.23	97.93    97.77
		4 2005			95.72	97.21    97.27	
		5 2006	100.00	100.00	97.28	98.52    97.81	
		6 2007	88.44	89.13	95.27	96.88    96.57	
3	Kellergeschoss	2 gehoben	124.93	113.01	7 2008	96.96	98.27    97.98
		8 2009			98.55	99.45    99.45	
		9 2010	100.00	100.00	104.81	106.01    104.66	
		10 2011	93.08	92.97	112.52	113.33    111.13	
4	Dachgeschoss	0 nein	100.00	100.00	11 2012	116.79	118.76    119.28
		1 ja	98.65	100.37	12 2013	124.57	125.13    125.37
		13 2014			138.29	138.42    134.56	
		14 2015					
5	Aufzug	0 nein	100.00	100.00			
		1 ja	107.67	103.78			
6	Gebäudeart	0 mittel	100.00	100.00			
		1 klein	104.65	101.09			
		2 groß	91.74	93.06			

Tabelle 4.31 gibt die auf Basis der jeweiligen Ansätze (TD, RW) abgeleiteten Schätzfunktionen des Kaufpreises  $KP_{jt}$  in Abhängigkeit von der Wohnfläche (WF) und dem Baualter (BA) inklusive der Anpassungsfaktoren  $IQ_{0j}^m$  der Kategorien  $j$  der kategorialen Variable  $m$  gegenüber der Referenzkategorie 0 sowie die Preisindizes  $IP_{0t}$  des Vertragsjahres  $t$

gegenüber dem Referenzjahr 0 wieder. Ergänzend wurden zudem die auf Basis des TA-Ansatzes abgeleiteten Preisindizes (TA) gelistet.

Im Hinblick auf die Vor- und Nachteile der drei hedonischen Ansätze ergaben sich dieselben Implikationen wie bei Einfamilienhäusern im Wiederverkauf. Der beste Kompromiss zwischen der Ableitung adäquater Anpassungsfaktoren und einer jährlich ohne Revision fortschreibbaren Preisindexreihe ergab sich auch hier bei Anwendung des RW-Ansatzes. Dabei wurden jeweils 8 Jahre pro Modell aggregiert, sodass mindestens 1500 Fälle pro Modell für eine hinreichende Teststärke und Präzision vorliegen und gegenüber dem TD-Ansatz keine weiteren Kategorien aufgrund unzureichender Belegung ausgeschlossen werden mussten. Entsprechend ist beim RW-Ansatz zumindest ab dem Jahr 2009 eine jährliche Fortschreibung der Preisindexreihe ohne Revision möglich.



**Abbildung 4.31:** Vergleich der Preisindexreihen auf Basis des TD-, TA- und RW-Ansatzes für Wohnungen im Wiederverkauf von 2001 bis 2014 gegenüber dem Basisjahr 2001

Abbildung 4.31 gibt den Vergleich der drei Preisindexreihen (TD-, RW- und TA-Index) mit dem Median-Preisindex (MD-Index) analog zur Darstellung bei den Einfamilienhäusern wieder. Die Implikationen sind nahezu analog, wie bereits bei Einfamilienhäusern im Wiederverkauf ausgeführt. Eine statistische Kontrolle der Qualitätsänderungen bei der Messung der reinen Preisänderung ist stets besser als keine. Die hedonischen Preisindexreihen

verlaufen zwar nicht vollständig parallel, wie bei den Einfamilienhäusern im Wiederverkauf, dennoch sind die Abweichungen zwischen den drei hedonischen Preisindexreihen relativ gering.

## 4.3 Wohnungseigentum im Erstverkauf

In diesem Abschnitt folgt die Schätzung von Preisindexreihen für Transaktionen von Wohnungen im Erstverkauf, die im Stadtgebiet Karlsruhe von 2001 bis 2014 erfolgten. Ausgangsbasis ist eine kurze Deskription und Exploration der über den Betrachtungszeitraum aggregierten Stichprobe (Unterabschnitt 4.3.1). Darauf aufbauend wird eine Preisindexreihe nach dem TD-Ansatz geschätzt (Unterabschnitt 4.3.2). Das finale Modell des TD-Ansatzes wird anschließend zur Schätzung je einer Preisindexreihe nach dem TA- (Unterabschnitt 4.3.3) und RW-Ansatz (Unterabschnitt 4.3.4) herangezogen. Abschließend werden wesentliche Ergebnisse zusammengefasst, die drei Preisindexreihen miteinander verglichen und hieraus Empfehlungen für die künftige Anwendung abgeleitet (Unterabschnitt 4.3.5).

### 4.3.1 Deskription und Exploration der Stichproben

Tabelle 4.32 gibt die Verteilung potenziell relevanter Variablen in der über den Betrachtungszeitraum aggregierten Stichprobe wieder.<sup>30</sup> Für metrische Variablen ist der Mittelwert (*mean*), die Standardabweichung (*sd*), das Minimum (*min*) und das Maximum (*max*) sowie für kategoriale Variablen die absolute (*N*) und relative Häufigkeit (*N%*) ausgewiesen. Ergänzend ist für potenziell unabhängige Variablen die gemäß Hypothese (*H*) vermutete Richtung des Effektes auf den Kaufpreis ausgewiesen.<sup>31</sup> Für kategoriale Variablen erfolgte dies relativ zur jeweiligen Referenzkategorie (0). Als Referenzkategorie (0) wurde überwiegend die Kategorie mit der maximalen

<sup>30</sup>Die Auswahl der Variablen orientierte sich an den zur Erstellung von Mietspiegeln empfohlenen Variablen (vgl. BMVBW 2002 und BMVBS 2013) und der Verfügbarkeit im Rahmen der automatisierten Kaufpreissammlung des Gutachterausschusses der Stadt Karlsruhe.

<sup>31</sup>Die Ableitung der Hypothesen folgt der Logik des Sach- oder Ertragswertes: Variablen, die (*ceteris paribus*) einen positiven (negativen) Effekt auf den Ertrags- oder Sachwert aufweisen, begründen einen positiven (negativen) Effekt auf den Kaufpreis.

Belegung festgelegt. Fehlende Werte wurden vollständig imputiert. Für detaillierte Informationen zur Behandlung fehlender Werte sei auf Unterabschnitt 3.5.2 verwiesen.

**Tabelle 4.32:** Verteilung der Variablen in der aggregierten Stichprobe für Wohnungen im Erstverkauf von 2001 bis 2014

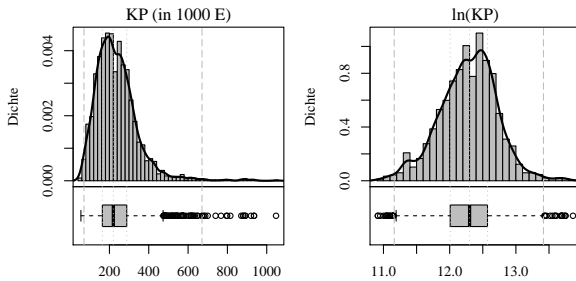
Variable	N	N%	H	Variable	N	N%	H	Variable	N	N%	H
<i>KP (Kaufpreis [1000 €])</i>				<i>AZ (Aufzug)</i>				<i>GA3 (Gebäudeart 3)</i>			
<i>mean</i>	237			0: ja	2175	92%	0	0: groß	1820	77%	0
<i>sd</i>	109			1: nein	181	8%	-	1: klein	152	6%	++
<i>min</i>	55			<i>GL (Geschosslage)</i>				2: mittel	384	16%	+
<i>max</i>	1047			0: 1. OG	441	19%	0	<i>VJ (Vertragsjahr)</i>			
<i>WF (Wohnfläche [m<sup>2</sup>])</i>			+	1: KG	2	0%	--	0: 2001	93	4%	
<i>mean</i>	90			2: EG	362	15%	-	1: 2002	113	5%	
<i>sd</i>	34			3: >1. OG	1551	66%	-	2: 2003	105	4%	
<i>min</i>	23			<i>SW (Sondertyp)</i>				3: 2004	96	4%	
<i>max</i>	295			0: nein	2071	88%	0	4: 2005	97	4%	
<i>VV (Vorverkauf)</i>				1: Penthouse	208	9%	++	5: 2006	87	4%	
0: ja	1629	69%	0	2: Maisonette	15	1%	+	6: 2007	102	4%	
1: nein	727	31%	-	3: Dachgeschoss	62	3%	-	7: 2008	108	5%	
<i>LQ (Lagequalität)</i>				<i>GA1 (Gebäudeart 1)</i>				8: 2009	110	5%	
0: mittel	1210	51%	0	0: groß	1887	80%	0	9: 2010	325	14%	
1: mäßig	1	0%	-	1: klein	83	4%	++	10: 2011	398	17%	
2: gut	1128	48%	+	2: mittel	386	16%	+	11: 2012	399	17%	
3: sehr gut	17	1%	++	<i>GA2 (Gebäudeart 2)</i>				12: 2013	266	11%	
<i>AQ (Ausstattung)</i>				0: groß	1820	77%	0	13: 2014	57	2%	
0: gehoben	1889	80%	0	1: klein	83	4%	++				
1: einfach	0	0%	--	2: mittel	453	19%	+				
2: mittel	424	18%	-								
3: stark gehoben	43	2%	+								
Σ	2356	100%		Σ	2356	100%		Σ	2356	100%	

Die Variablen und Hypothesen sind dieselben wie beim Wiederverkauf. Die Kategorie *Ausstattung*  $AQ = \{\text{einfach}\}$  ist jedoch nicht belegt, da diese im Neubau nur bis Ende der 1970er-Jahre üblich war. Die Referenzkategorien (0) wurden aufgrund einer anderen Belegung teilweise anders festgelegt. Das *Baualter*  $BA$  wurde in eine kategoriale Variable *Vorverkauf*  $VV$  umgewandelt. Diese gibt an, ob die Wohnung vor ( $BA < 0$ ) oder nach Fertigstellung ( $BA \geq 0$ ) gehandelt wurde. Bei Ersterem enthalten die Kaufpreise eine Risikoprämie für die Unsicherheit der Preisentwicklung bis zur Fertigstellung, sodass die Kategorie *Vorverkauf*  $VV = \{\text{nein}\}$  mit einem negativen Effekt auf den Kaufpreis gegenüber der Referenzkategorie *Vorverkauf*  $VV = \{\text{ja}\}$  einhergehen dürfte.

**Metrische Variablen** Potenziell relevante metrische Variablen sind der *Kaufpreis* ( $KP$ ) und die *Wohnfläche* ( $WF$ ). Der *Kaufpreis* ( $KP$ ) oder eine Transformation  $T(KP)$  dessen stellt in der späteren Regression die

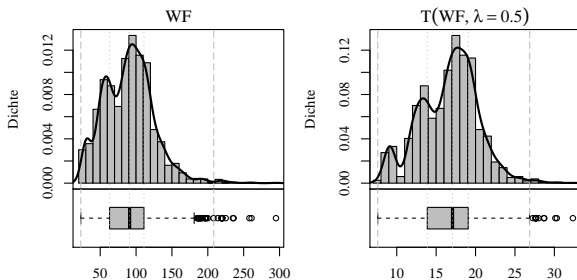
*abhängige Variable* dar. Erläuterungen zur Korrektur der Schiefe der Verteilungen und die sachlogische Begründung der Richtung der Effekte sowie eines log-log-Modells als funktionale Form bei Einfamilienhäusern im Wiederverkauf gelten hier analog. Probleme mit Heteroskedastizität sind jedoch nicht zu erwarten.

Der natürliche Logarithmus des Kaufpreises  $\ln(KP)$  empfiehlt sich als abhängige Variable, da eine Korrektur der Schiefe der Verteilung erfolgt und die Koeffizienten sinnvoll interpretierbar sind. Abbildung 4.32 gibt die Verteilung von  $KP$  und  $\ln(KP)$  durch je ein Histogramm sowie einen Boxplot wieder und verdeutlicht die Wirkung der Transformation. Die Bandbreite der Kaufpreise reicht von 55 000 € bis 1 047 000 €. 25 % (75 %) der Fälle weisen einen Kaufpreis kleiner rund 160 000 (290 000) € auf. Der Median liegt bei rund 220 000 €. Nach der Transformation ergeben sich Fälle mit einem Kaufpreis über (unter) 470 000 (70 000) € als Ausreißer.



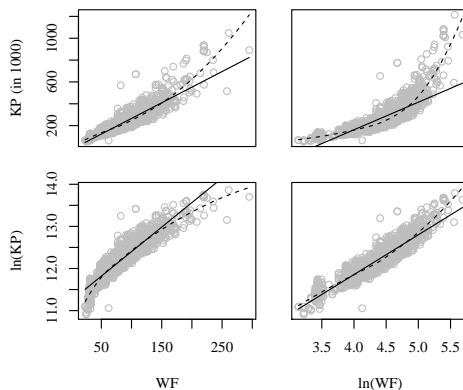
**Abbildung 4.32:** Verteilung des Kaufpreises für Wohnungen im Erstverkauf von 2001 bis 2014

Abbildung 4.33 gibt die Verteilung der *Wohnfläche* ( $WF$ ) und der zur Korrektur der Schiefe optimalen Transformation  $T(WF)$  wieder. Die Bandbreite der Wohnfläche reicht von 23 m<sup>2</sup> bis 295 m<sup>2</sup>. 25 % (75 %) der Fälle weisen eine Wohnfläche kleiner 60 (110) m<sup>2</sup> auf. Der Median liegt bei 90 m<sup>2</sup>. Nach der Transformation ergeben sich Fälle mit einer Wohnfläche größer (kleiner) 210 (20) m<sup>2</sup> als Ausreißer. Diese können zur Verzerrung des entsprechenden Koeffizienten führen, sind auf ihren Einfluss dahingehend im Rahmen der Regression zu prüfen und ggf. im Nachgang auszuschließen.



**Abbildung 4.33:** Verteilung der Wohnfläche für Wohnungen im Erstverkauf von 2001 bis 2014

Abbildung 4.34 gibt die Streudiagramme von  $KP$  und  $\ln(KP)$  gegen  $WF$  und  $\ln(WF)$  wieder. Ergänzt ist die jeweilige Regressionsgerade und eine LOESS-Kurve zweiten Grades abgetragen. Es wird ersichtlich, dass ein log-log-Modell den Zusammenhang am besten beschreibt und ein Polynom höherer Ordnung nicht angemessen ist. Eine abschließende Evaluation der funktionalen Form ist jedoch erst im Rahmen der multiplen Regression möglich, da nur hier der Einfluss aller anderen unabhängigen Variablen gleichzeitig kontrolliert wird.



**Abbildung 4.34:** Streudiagramm des Kaufpreises gegen die Wohnfläche für Wohnungen im Erstverkauf von 2001 bis 2014

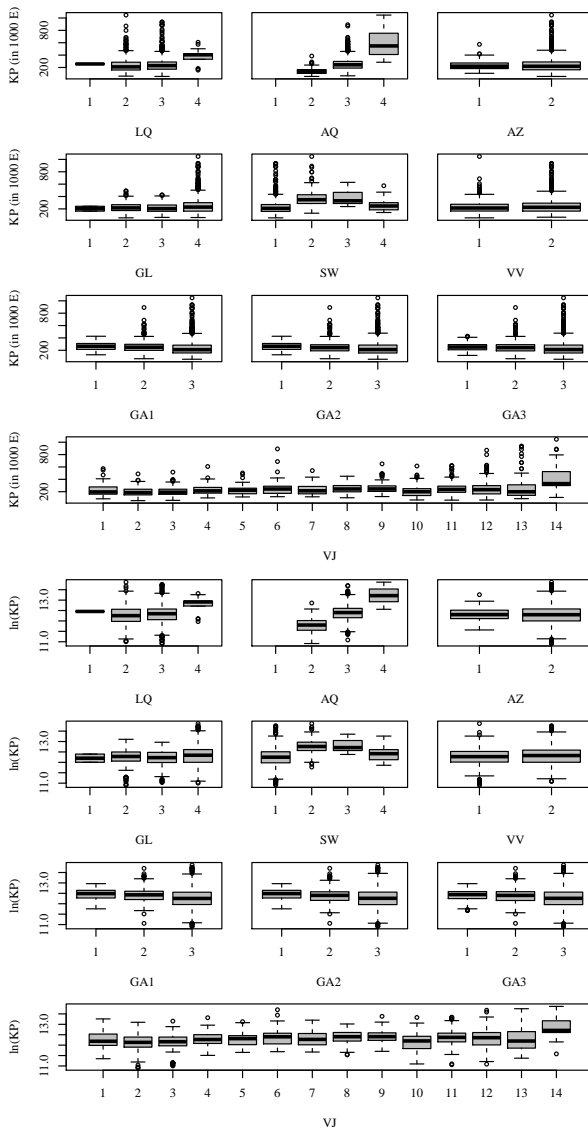
**Kategoriale Variablen** Erläuterungen der Anforderungen zur Einbeziehung kategorialer Variablen im Rahmen der Regression bei Einfamilienhäusern im Wiederverkauf gelten hier analog. Entsprechend ist insbesondere auf eine hinreichende Mindestbelegung der Kategorien ( $N > 20$ ) sowie innerhalb der Kategorien auf eine näherungsweise normale Verteilung und eine möglichst homogene Varianz der abhängigen Variable zu achten.

Tabelle 4.33 gibt die absolute Belegung ( $N$ ) der Kategorien in der aggregierten Stichprobe sowie deren mittlere Belegung pro Jahr ( $N/14$ ) wieder. Es wird ersichtlich, dass beim TD-Ansatz Fälle der Kategorien  $LQ = \{\text{mäßig}\}$ ,  $LQ = \{\text{sehr gut}\}$ ,  $AQ = \{\text{einfach}\}$ ,  $GL = \{\text{Kellergeschoss}\}$  und  $SW = \{\text{Maisonette}\}$  aufgrund unzureichender Belegung ( $N < 20$ ) auszuschließen sind. Um weitere Ausschlüsse zu vermeiden (1 500 Fälle pro Modell für eine hinreichende Teststärke zu erzielen) wären im Mittel mindestens 7 (9) Jahre pro Modell zu aggregieren. Entsprechend sind beim TA-Ansatz weitere Ausschlüsse erforderlich und die Teststärke bei kleinen Effektstärken ist eingeschränkt. Beim RW-Ansatz empfiehlt sich eine Aggregation von mindestens 9 Jahren pro Modell, um weitere Ausschlüsse zu vermeiden und eine hinreichende Teststärke zu sichern.

**Tabelle 4.33:** Mindestbelegung der Kategorien für Wohnungen im Erstverkauf von 2001 bis 2014

Variable	N	N/14	Variable	N	N/14	Variable	N	N/14
<i>VV (Vorverkauf)</i>			<i>AZ (Aufzug)</i>			<i>GA1 (Gebäudeart 1)</i>		
0: ja	1629	116	0: ja	2175	155	0: mittel	386	28
1: nein	727	52	1: nein	181	13	1: klein	83	6
<i>LQ (Lagequalität)</i>			<i>GL (Geschosslage)</i>			2: groß	1887	135
0: mittel	1210	86	0: 1. OG	441	32	<i>GA2 (Gebäudeart 2)</i>		
1: mäßig	1	0	1: KG	2	0	0: mittel	453	32
2: gut	1128	81	2: EG	362	26	1: klein	83	6
3: sehr gut	17	1	3: >1. OG	1551	111	2: groß	1820	130
<i>AQ (Ausstattung)</i>			<i>SW (Sondertyp)</i>			<i>GA3 (Gebäudeart 3)</i>		
0: mittel	424	30	0: nein	2071	148	0: mittel	384	27
1: einfach	0	0	1: Pent	208	15	1: klein	152	11
2: gehoben	1889	135	2: Mais	15	1	2: groß	1820	130
3: stark gehoben	43	3	3: DG	62	4			
$\Sigma$	2356	168	$\Sigma$	2356	168	$\Sigma$	2356	168

Abbildung 4.35 gibt die Boxplots der Verteilung von  $KP$  und  $\ln(KP)$ , gruppiert nach den Kategorien der kategorialen Variablen, wieder. Es wird ersichtlich, dass durch  $\ln(KP)$  eine bessere Annäherung an die Normalverteilung sowie eine homogenere Varianz der abhängigen Variable erzielt wird.



**Abbildung 4.35:** Boxplots der Verteilung des Kaufpreises und des logarithmierten Kaufpreises für Wohnungen im Erstverkauf von 2001 bis 2014, gruppiert nach Kategorien der kategorialen Variablen



**Zusammenfassung** Der natürliche Logarithmus des Kaufpreises  $\ln(KP)$  ist als *abhängige Variable* zu bevorzugen, da eine bessere Annäherung der Verteilung der abhängigen Variable an die Normalverteilung und eine homogenere Varianz der abhängigen Variable in den Kategorien erzielt wird.

Sachlogisch ist insbesondere ein log-log-Modell als *funktionale Form* begründbar. Entsprechende Streudiagramme deuten ebenfalls darauf hin. Eine abschließende Evaluation der funktionalen Form ist jedoch erst im Rahmen der multiplen Regression möglich, da nur hier der Einfluss aller unabhängigen Variablen gleichzeitig kontrolliert wird. *Ausreißer* in der Wohnfläche können zur Verzerrung des Koeffizienten führen und sind auf ihren Einfluss dahingehend im Rahmen der Regression zu prüfen und ggf. im Nachgang auszuschließen. Probleme mit *Heteroskedastizität* sind beim Erstverkauf nicht zu erwarten, sodass klassische Standardfehler für die Hypothesentests herangezogen werden können.

Beim *TD-Ansatz* sind Fälle der Kategorien *Lagequalität*  $LQ = \{\text{mäßig}\}$ , *Lagequalität*  $LQ = \{\text{sehr gut}\}$ , *Ausstattung*  $AQ = \{\text{einfach}\}$ , *Geschosslage*  $GL = \{\text{Kellergeschoss}\}$  und *Sondertyp*  $SW = \{\text{Maisonette}\}$  aufgrund unzureichender *Mindestbelegung* auszuschließen. Beim *TA-Ansatz* sind weitere Ausschlüsse erforderlich und die Teststärke bei kleinen Effektstärken ist eingeschränkt. Beim *RW-Ansatz* empfiehlt sich eine Aggregation von mindestens 9 Jahren pro Modell, um weitere Ausschlüsse zu vermeiden und eine hinreichende Teststärke zu sichern.

### 4.3.2 Schätzung von Preisindizes nach dem TD-Ansatz

In diesem Abschnitt folgt die Schätzung einer Preisindexreihe für Wohnungen im Erstverkauf nach dem TD-Ansatz. Ausgangsbasis ist die über den Zeitraum 2001 bis 2014 aggregierte Stichprobe nach Ausschluss von Kategorien mit unzureichender Belegung ( $N < 20$ ). Ausgeschlossen wurden Fälle der Kategorien *Lagequalität*  $LQ = \{\text{mäßig}\}$ , *Lagequalität*  $LQ = \{\text{sehr gut}\}$ , *Ausstattung*  $AQ = \{\text{einfach}\}$ , *Geschosslage*  $GL = \{\text{Kellergeschoss}\}$  und *Sondertyp*  $SW = \{\text{Maisonette}\}$ . Insgesamt wurden 35 von 2 356 Fällen ausgeschlossen. Einen Überblick über die Verteilung der Variablen in der resultierenden Stichprobe gibt Tabelle 4.34.

**Tabelle 4.34:** Aggregierte Stichprobe beim TD-Ansatz für Wohnungen im Erstverkauf

Variable	N	N%	H	Variable	N	N%	H	Variable	N	N%	H
<i>KP (Kaufpreis in 1000 €)</i>				<i>AZ (Aufzug)</i>				<i>GA3 (Gebäudeart 3)</i>			
<i>mean</i> 235				0: ja 2149 91% 0				0: groß 1803 77% 0			
<i>sd</i> 107				1: nein 172 7% -				1: klein 145 6% ++			
<i>min</i> 55				<i>GL (Geschosslage)</i>				2: mittel 373 16% +			
<i>max</i> 1047				0: 1. OG 437 19% 0				<i>VJ (Vertragsjahr)</i>			
<i>WF (Wohnfläche in m<sup>2</sup>)</i>			+	1: EG 355 15% -				0: 2001 89 4%			
<i>mean</i> 89				2: > 1. OG 1529 65% -				1: 2002 113 5%			
<i>sd</i> 34				<i>SW (Sondertyp)</i>				2: 2003 104 4%			
<i>min</i> 23				0: nein 2058 87% 0				3: 2004 93 4%			
<i>max</i> 295				1: Pent 204 9% ++				4: 2005 95 4%			
<i>VV (Vorverkauf)</i>				2: DG 59 3% -				5: 2006 84 4%			
0: ja 1616 69% 0				<i>GA1 (Gebäudeart 1)</i>				6: 2007 99 4%			
1: nein 705 30% -				0: groß 1866 79% 0				7: 2008 106 4%			
<i>LQ (Lagequalität)</i>				1: klein 80 3% ++				8: 2009 110 5%			
0: mittel 1199 51% 0				2: mittel 375 16% +				9: 2010 325 14%			
1: gut 1122 48% +				<i>GA2 (Gebäudeart 2)</i>				10: 2011 395 17%			
<i>AQ (Ausstattung)</i>				0: groß 1803 77% 0				11: 2012 392 17%			
0: gehoben 1858 79% 0				1: klein 80 3% ++				12: 2013 260 11%			
2: mittel 422 18% -				2: mittel 438 19% +				13: 2014 56 2%			
3: stark gehoben 41 2% +											
Σ	2321	100%		Σ	2321	100%		Σ	2321	100%	

**Funktionale Form** Im Hinblick auf die Wahl der funktionalen Form wurden Modellalternativen geschätzt, die sich maßgeblich in der funktionalen Form unterscheiden und stets alle potenziell relevanten Variablen einbeziehen. Die Modellalternativen sind anhand der in GNU R üblichen Modellnotation kompakt wie folgt darstellbar:

$$\varphi_1(KP) \sim \varphi_2(WF) + GA_{1|2|3} + O \quad (4.51)$$

Die Alternativen unterscheiden sich in der Transformation des Kaufpreises  $\varphi_1(KP)$  als abhängige Variable, der Transformation der Wohnfläche  $\varphi_2(WF)$  als metrische unabhängige Variable sowie in der Wahl der Alternative zur Gebäudeart ( $GA1$ ,  $GA2$  oder  $GA3$ ).<sup>32</sup> Darüber hinaus gingen stets alle anderen potenziell relevanten kategorialen Variablen

$$O := LQ + AQ + AZ + GL + VV + SW + VJ \quad (4.52)$$

<sup>32</sup>Die Gebäudeart  $GA1$  entspricht der Klassifikation gemäß Mikrozensus 2011 nach der Anzahl Wohneinheiten  $WE$ . Bei der Datenaufbereitung fiel ein systematischer Messfehler bezüglich der  $WE$  auf. Es wurde versucht, diesen durch Abgleich mit Angaben zum Aufzug zu korrigieren. Die Alternativen  $GA2$  ( $GA3$ ) stellen hierbei Alternativen mit moderater (weitreichender) Korrektur dar. Für Details hierzu sei auf Unterabschnitt 3.5.2 verwiesen.

auf Basis der üblichen Dummy-Kodierung additiv (ohne Interaktion) sowie je ein konstanter Term in die Modelle ein. Als Transformation der metrischen Variablen wurden folgende Alternativen zugelassen:

$$\varphi_1(KP) = \begin{cases} \ln(KP) & , \lambda_1 = 0 \\ KP & , \lambda_1 = 1 \end{cases} \quad (4.53)$$

$$\varphi_2(WF) = \begin{cases} \beta \cdot \ln(WF) & , \lambda_2 = 0 \\ \sum_{k=1}^{\lambda_2} \beta_k \cdot WF^k & , \lambda_2 = \{1, 2, 3\} \end{cases} \quad (4.54)$$

Insgesamt wurden  $2 \cdot 4 \cdot 3 = 24$  Modelle geschätzt, davon je die Hälfte Modelle mit  $KP$  oder  $\ln(KP)$  als abhängige Variable. Für alle Modelle wurden die Modellwahlkriterien  $AIC^*$  und  $CV$  ermittelt. Anhand dieser sind jedoch nur Modelle mit  $KP$  oder  $\ln(KP)$  als abhängige Variable direkt vergleichbar.

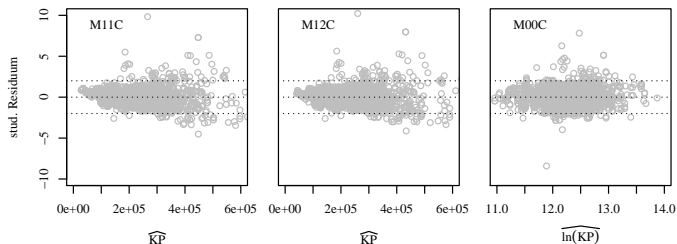
Tabelle 4.35 gibt die Werte der Kriterien für das nach dem jeweiligen Kriterium beste Modell mit  $KP$  und  $\ln(KP)$  als abhängige Variable sowie für die jeweils beiden üblichen Standardmodelle wieder. Unter sonst gleichen Bedingungen schnitten Modelle mit  $GA3$  besser als Modelle mit  $GA2$  und  $GA1$  ab. Unter Modellen mit  $GA3$  führten die Kriterien zu verschiedenen Modellen. Entsprechend sind Modelle mit  $GA3$  nach dem Kriterium  $CV$  am besten zur Prognose geeignet. Dabei handelt es sich jeweils um nichtlineare Modelle, darunter das log-log-Modell als Standardmodell.

**Tabelle 4.35:** Wahl der funktionalen Form für Wohnungen im Erstverkauf

Modell Nr.	Definition			Kriterium	
	$\lambda_1$	$\lambda_2$	$GA$	$CV$	$AIC^*$
M113	1	1	3	1.02E+09	5.470E+04
M103	1	0	3	1.72E+09	5.591E+04
M123	1	2	3	9.88E+08	5.462E+04
M133	1	3	3	9.97E+08	5.461E+04
M003	0	0	3	1.03E-02	-4.034E+03
M013	0	1	3	1.77E-02	-2.784E+03

Abbildung 4.36 gibt zum Vergleich die Streudiagramme der Residuen gegen die Schätzwerte der beiden nach  $CV$  besten Modelle und des linearen Modells wieder. Beide Modelle mit  $KP$  als abhängige Variable weisen im

Unterschied zum log-log-Modell Probleme mit Heteroskedastizität auf, was ein Indiz für eine Fehlspezifikation der funktionalen Form darstellt. Insgesamt ergibt sich damit das log-log-Modell als bestes Maximalmodell mit allen potenziell relevanten Variablen.



**Abbildung 4.36:** Studentisierte Residuen gegen die geschätzten Werte für Modelle nach CV und das lineare Modell bei Wohnungen im Erstverkauf

Tabelle 4.36 gibt die Zusammenfassung des Modells vor und nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer wieder. Dabei bezeichnen  $\hat{b}$  die geschätzten Koeffizienten,  $SE$  die klassischen Standardfehler der Koeffizienten und  $\Delta\%$  den unter Normalverteilung der Residuen besten erwartungstreuen Schätzer der prozentualen Änderung des Kaufpreises der jeweiligen Kategorie gegenüber der Referenzkategorie. Für einen Überblick über die Hypothesen sowie festgelegten Referenzkategorien sei auf Tabelle 4.32 verwiesen.

Der Koeffizient der Wohnfläche ist direkt interpretierbar als Änderung des Kaufpreises in % bei einer Steigerung der Wohnfläche um 1 %. Beispielsweise ergibt sich nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer bei einer Steigerung der Wohnfläche um 1 % eine Änderung des Kaufpreises von +0.93 %. Die Interpretation der Koeffizienten der Kategorien erfolgt über  $\Delta\%$ . Zum Beispiel ergibt sich für die Kategorie  $AQ=\{\text{mittel}\}$  eine Änderung des Kaufpreises von -3.21 % und für die Kategorie  $AQ=\{\text{stark gehoben}\}$  von +19.28 % jeweils gegenüber der Referenzkategorie  $AQ=\{\text{gehoben}\}$ . Die Interpretation der Koeffizienten der restlichen Kategorien erfolgt analog.

Im Unterschied zum Wiederverkauf sind Kategorien der *Geschosslage*  $GL$  und des *Sondertyps*  $SW$  (außer der Kategorie  $SW=\{\text{DG}\}$ ) signifikant.

Der Koeffizient der Kategorie *Geschosslage*  $GL=\{>1. OG\}$  weist jedoch ein der Hypothese entgegengesetztes Vorzeichen auf. Letzteres ist eine plausible Folge der Verzerrung der Schätzungen, die sich sachlogisch daraus ergibt, dass die Lage im obersten Geschoss aktuell nicht erfasst wird. Im Rahmen der Datenaufbereitung (siehe Unterabschnitt 3.5.2) wurde dargelegt, dass dies prinzipiell dazu führt, dass der negative Effekt der Kategorie *Geschosslage*  $GL=\{>1. OG\}$  gegenüber der Referenzkategorie unterschätzt oder gar wie hier überkompensiert wird. Der Effekt der Kategorie *Sondertyp*  $SW=\{DG\}$  ist vernachlässigbar gering und nicht signifikant. Dies ist plausibel, da beim Neubau ein hinreichender Wärmeschutz auch im Dachgeschoss gegeben ist und damit ein üblicher Nachteil bei älteren Wohnungen im Dachgeschoss entfällt.

**Tabelle 4.36:** Maximalmodell mit bester funktionaler Form beim TD-Ansatz für Wohnungen im Erstverkauf vor und nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer

	Abhängige Variable: ln(KP)					
	vorher			nachher		
	$\hat{b}$	SE	$\Delta\%$	$\hat{b}$	SE	$\Delta\%$
Konstante	8.05 ***	0.03		8.08 ***	0.03	
ln(WF)	0.94 ***	0.01		0.93 ***	0.01	
VV[nein]	-0.05 ***	0.01	-4.49	-0.05 ***	0.00	-4.41
LQ[gut]	0.01 **	0.00	1.20	0.01 ***	0.00	1.12
AQ[mittel]	-0.02 ***	0.01	-2.37	-0.03 ***	0.01	-3.21
AQ[stark gehoben]	0.20 ***	0.02	21.90	0.18 ***	0.02	19.28
AZ[nein]	-0.03 **	0.01	-2.75	-0.01	0.01	-1.25
GL[EG]	-0.03 ***	0.01	-3.00	-0.02 ***	0.01	-2.34
GL[>1.OG]	0.05 ***	0.01	5.23	0.06 ***	0.00	5.86
SW[Penl]	0.12 ***	0.01	13.05	0.13 ***	0.01	13.76
SW[DG]	0.00	0.01	-0.37	-0.01	0.01	-1.32
GA3[klein]	0.02 *	0.01	2.29	0.01	0.01	1.22
GA3[mittel]	0.03 ***	0.01	3.27	0.02 ***	0.01	2.12
VJ[2002]	-0.04 ***	0.01	-4.25	-0.05 ***	0.01	-4.74
VJ[2003]	-0.07 ***	0.02	-7.13	-0.06 ***	0.01	-5.93
VJ[2004]	-0.08 ***	0.02	-7.81	-0.07 ***	0.01	-6.76
VJ[2005]	-0.06 ***	0.02	-5.43	-0.03 **	0.01	-3.04
VJ[2006]	-0.07 ***	0.02	-6.75	-0.06 ***	0.01	-5.76
VJ[2007]	-0.07 ***	0.02	-6.68	-0.05 ***	0.01	-5.35
VJ[2008]	-0.03 *	0.02	-2.94	-0.03 **	0.01	-2.66
VJ[2009]	-0.01	0.02	-1.05	0.00	0.01	-0.10
VJ[2010]	-0.01	0.01	-1.11	0.00	0.01	0.08
VJ[2011]	-0.01	0.01	-0.66	0.00	0.01	0.27
VJ[2012]	0.09 ***	0.01	9.00	0.09 ***	0.01	9.44
VJ[2013]	0.18 ***	0.01	19.97	0.18 ***	0.01	19.76
VJ[2014]	0.24 ***	0.02	26.63	0.25 ***	0.02	28.80
N/R <sup>2</sup>	2321/0.946			2208/0.960		
RSE/F-Wert	0.101/1593.80***			0.084/2105.87***		
AIC*/CV	-4034.47/0.01031			-4658.09/0.00707		

Legende: \* p<0.1; \*\* p<0.05; \*\*\* p<0.01

Unterschiede zwischen Wieder- und Erstverkauf dahingehend, dass beim Erstverkauf Kategorien der *Geschosslage*  $GL$  und des *Sondertyps*  $SW$  (außer der Kategorie  $SW=\{DG\}$ ) signifikant sind, deuten darauf hin, dass

keine hinreichende Definition der Geschosslagen und Sondertypen im Fragebogen erfolgt. Dies ergibt sich daraus, dass beim Erstverkauf zumindest auf der Seite der Verkäufer Bauträger und damit Immobilienfachleute stehen, für die die Geschosslagen und Sondertypen auch ohne eine Definition eindeutig verständlich sind. Gerade dies ist jedoch beim Wiederverkauf eben nicht der Fall, da sich beim Wiederverkauf in der Regel sowohl auf der Seite der Käufer als auch auf der Seite der Verkäufer Laien und keine Immobilienfachleute gegenüberstehen.

Die Kategorien *Gebäudeart*  $GA\beta = \{mittel\}$  und  $GA\beta = \{klein\}$  weisen plausibel einen positiven Effekt gegenüber der Referenzkategorie  $GA\beta = \{gro\beta\}$  auf. Allerdings ist der Effekt der Kategorie  $GA\beta = \{mittel\}$  gegenüber der Kategorie  $GA\beta = \{gro\beta\}$  nicht, wie zu erwarten, kleiner, sondern größer als der Effekt der Kategorie  $GA\beta = \{klein\}$  gegenüber der Kategorie  $GA\beta = \{gro\beta\}$ . Die Unterschiede der Effekte der Kategorie  $GA\beta = \{klein\}$  und  $GA\beta = \{mittel\}$  gegenüber der Kategorie  $GA\beta = \{gro\beta\}$  sind jedoch so gering, dass eine Zusammenfassung der Kategorien  $GA\beta = \{klein\}$  und  $GA\beta = \{mittel\}$  zu einer Verbesserung des Modells führen dürfte.

**Finales Modell** Das Maximalmodell wurde vor und nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer daraufhin analysiert, ob eine Erweiterung um sachlogisch begründbare Interaktionen und/oder eine Reduktion der Anzahl Variablen zur Verbesserung des Modells führt.

Analog zum Wiederverkauf ist auch beim Erstverkauf sachlogisch insbesondere eine Interaktion zwischen der *Geschosslage*  $GL$  und dem *Aufzug*  $AZ$  begründbar. Sachlogisch dürfte in höheren Geschosslagen ( $GL = \{>1, OG\}$ ) nur der Interaktionseffekt und in anderen Geschosslagen nur der Haupteffekt der Geschosslage signifikant sein. Dies ist darin begründet, dass ein Aufzug nur in höheren Geschosslagen einen zusätzlichen Nutzen stiftet. Im Unterschied zum Wiederverkauf stellte sich dies beim Erstverkauf auch genauso dar, sodass eine Berücksichtigung der Interaktion zu einer signifikanten Verbesserung des Modells führte. Des Weiteren führte die Vernachlässigung der Kategorie  $SW = \{DG\}$  sowie die Aggregation der Kategorien  $GA\beta = \{klein\}$  und  $GA\beta = \{mittel\}$  zur Verbesserung des Modells. Durch Vernachlässigung der Kategorie  $SW = \{DG\}$  besteht die Variable *Sondertyp*  $SW$  nur noch aus der Kategorie  $SW = \{Penthouse\}$ . Die Variable *Sondertyp*  $SW$  wurde entsprechend in eine binäre Variable

*Penthouse PE* mit der Kategorie  $PE=\{ja\}$  und der Referenzkategorie  $PE=\{nein\}$  umgewandelt. Tabelle 4.37 gibt das resultierende finale Modell vor und nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer wieder. Dabei bezeichnen  $\hat{b}$  die geschätzten Koeffizienten,  $SE$  die klassischen Standardfehler und  $\Delta\%$  die unter Normalverteilung der Residuen besten erwartungstreuen Schätzer der prozentualen Änderung des Kaufpreises der jeweiligen Kategorien gegenüber der Referenzkategorie.

**Tabelle 4.37:** Finales Modell gemäß TD-Ansatz für Wohnungen im Erstverkauf vor und nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer

	Abhängige Variable: ln(KP)					
	vorher			nachher		
	$\hat{b}$	$SE$	$\Delta\%$	$\hat{b}$	$SE$	$\Delta\%$
Konstante	8.05 ***	0.03		8.08 ***	0.03	
ln(WF)	0.95 ***	0.01		0.94 ***	0.01	
VV[nein]	-0.05 ***	0.01	-4.45	-0.05 ***	0.00	-4.43
LQ[gut]	0.01 ***	0.00	1.34	0.01 ***	0.00	1.21
AQ[mittel]	-0.03 ***	0.01	-2.48	-0.03 ***	0.01	-3.00
AQ[stark gehoben]	0.20 ***	0.02	21.69	0.18 ***	0.02	19.13
GL[EG]	-0.03 ***	0.01	-3.23	-0.03 ***	0.01	-2.58
GL[>1. OG ohne AZ]	-0.02 *	0.01	-2.47	-0.02	0.01	-2.00
GL[>1. OG mit AZ]	0.06 ***	0.01	5.83	0.06 ***	0.00	6.16
PE[ja]	0.12 ***	0.01	12.90	0.13 ***	0.01	13.75
GA3[klein-mittel]	0.03 ***	0.01	3.00	0.02 ***	0.01	2.33
VJ[2002]	-0.05 ***	0.01	-4.87	-0.05 ***	0.01	-5.16
VJ[2003]	-0.08 ***	0.02	-7.67	-0.07 ***	0.01	-6.54
VJ[2004]	-0.09 ***	0.02	-8.36	-0.08 ***	0.01	-7.39
VJ[2005]	-0.06 ***	0.02	-6.05	-0.04 ***	0.01	-4.20
VJ[2006]	-0.07 ***	0.02	-7.15	-0.07 ***	0.01	-6.43
VJ[2007]	-0.08 ***	0.02	-7.34	-0.06 ***	0.01	-6.11
VJ[2008]	-0.04 **	0.02	-3.74	-0.03 **	0.01	-3.19
VJ[2009]	-0.02	0.02	-1.77	-0.01	0.01	-0.83
VJ[2010]	-0.02	0.01	-1.75	-0.01	0.01	-0.78
VJ[2011]	-0.01	0.01	-1.38	-0.01	0.01	-0.57
VJ[2012]	0.08 ***	0.01	8.26	0.08 ***	0.01	8.62
VJ[2013]	0.18 ***	0.01	19.17	0.17 ***	0.01	19.02
VJ[2014]	0.23 ***	0.02	25.61	0.24 ***	0.02	27.16
N/R <sup>2</sup>	2321/0.946			2207/0.961		
RSE/F-Wert	0.100/1748.54***			0.083/2325.91***		
AIC*/CV	-4057.01/0.01020			-4698.80/0.00694		

Legende: \* p<0.1; \*\* p<0.05; \*\*\* p<0.01

Tabelle 4.38 gibt die Zusammenfassung der aus dem finalen Modell nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer abgeleiteten Schätzfunktionen des Kaufpreises  $KP_{jt}$  bzw. des Kaufpreises pro Wohnfläche  $kp_{jt}$  einer Wohnung  $j$  im Vertragsjahr  $t$  mit den zugehörigen Anpassungsfaktoren  $IQ_{0j}^m$  der Kategorie  $j$  der Variable  $m$  gegenüber der Referenzkategorie 0 und den zugehörigen Preisindizes  $IP_{0t}$  des Vertragsjahres  $t$  gegenüber dem Referenzjahr 0 wieder. Für eine allgemeine und formale Darstellung der Ableitung der Größen aus dem finalen Modell sei auf das Ende der Einleitung zu Kapitel 4 verwiesen.

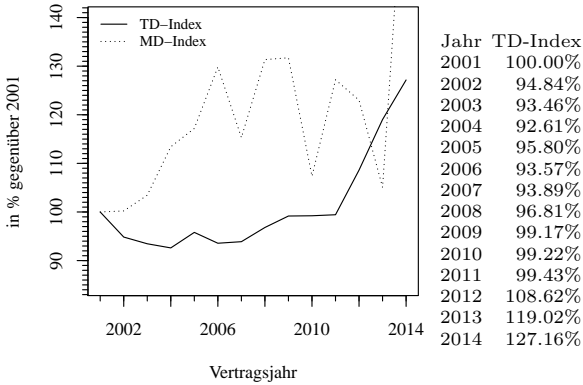
**Tabelle 4.38:** Schätzfunktionen, Anpassungsfaktoren und Preisindizes für Wohnungen im Erstverkauf, abgeleitet aus dem finalen Modell beim TD-Ansatz

<i>Schätzfunktionen</i>						
$\widehat{KP}_{jt} = 3245.78 \cdot WF^{0.94} \cdot \prod_{m=1}^6 IQ_{0j}^m \cdot IP_{0t}$						
$\widehat{kp}_{jt} = 3245.78 \cdot WF^{-0.06} \cdot \prod_{m=1}^6 IQ_{0j}^m \cdot IP_{0t}$						
<i>Anpassungsfaktoren</i>			<i>Preisindizes</i>			
<i>m</i>	Variable	<i>j</i> Kategorie	$IQ_{0j}^m$	Variable	<i>t</i> Kategorie	$IP_{0t}$
1	Vorverkauf	0 ja	100.00%	Vertragsjahr	0 2001	100.00%
		1 nein	95.57%		1 2002	94.84%
2	Lagequalität	0 mittel	100.00%		2 2003	93.46%
		1 gut	101.21%		3 2004	92.61%
3	Ausstattung	0 gehoben	100.00%		4 2005	95.80%
		1 mittel	97.00%		5 2006	93.57%
		2 stark gehoben	119.13%		6 2007	93.89%
4	Geschosslage	0 1. Obergeschoss	100.00%		7 2008	96.81%
		1 Erdgeschoss	97.42%		8 2009	99.17%
		2 > 1. OG ohne Aufzug	98.00%		9 2010	99.22%
		3 > 1. OG mit Aufzug	106.16%		10 2011	99.43%
5	Penthouse	0 nein	100.00%		11 2012	108.62%
		1 ja	113.75%		12 2013	119.02%
6	Gebäudeart	0 groß	100.00%		13 2014	127.16%
		1 klein-mittel	102.33%			

Auf Basis der Angaben in Tabelle 4.38 sind Schätzfunktionen für unterschiedliche Objekte im Sinne von Kombinationen der Kategorien der kategorialen Variablen ( $m = 1, \dots, 6$ ) in Abhängigkeit von der Wohnfläche für beliebige Vertragsjahre 2001 bis 2014 rekonstruierbar. Diese können zum Beispiel zur Ermittlung des Vergleichsfaktors, des Liegenschaftszinses oder Rohertragsfaktors eines konkreten Normobjektes herangezogen werden. Für den Liegenschaftszins (Ertragsfaktor) wäre zusätzlich der (Reinertrag) Rohertrag des Normobjektes zu schätzen. Die Marktwertermittlung beschränkt sich jedoch nahezu ausschließlich auf den Wiederverkauf.

Abbildung 4.37 gibt abschließend die aus dem finalen Modell abgeleitete Preisindexreihe zum Basisjahr 2001 (TD-Index) graphisch wieder. Ergänzend wurde eine auf Basis der Mediane des Kaufpreises in den einzelnen Jahren ermittelte Preisindexreihe (MD-Index) abgetragen. Beim MD-Index erfolgt keine Kontrolle der Qualitätsunterschiede der Einheiten in den einzelnen Jahren. Abweichungen zwischen dem MD- und TD-Index verdeutlichen die Notwendigkeit einer Kontrolle der Qualitätsunterschiede zur Messung der reinen Preisänderung und damit den Vorteil des TD-Index.



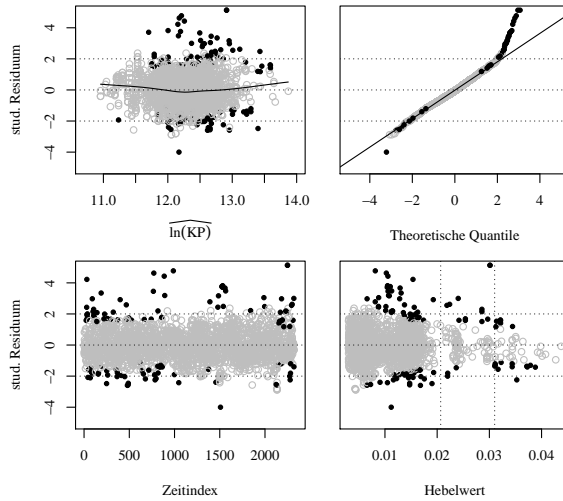


**Abbildung 4.37:** Preisindexreihe gemäß TD-Ansatz für Wohnungen im Erstverkauf von 2001 bis 2014 gegenüber dem Basisjahr 2001

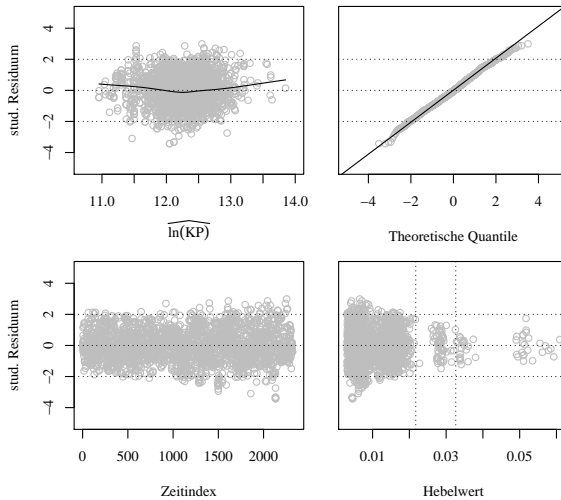
**Modelldiagnostik** Abschließend folgen kurze Erläuterungen zu den Eigenschaften des finalen Modells vor und nach dem Ausschluss einflussreicher Ausreißer im Hinblick auf die Erfüllung der Prämissen der klassischen multiplen linearen Regression. Testverfahren führten zu identischen Implikationen wie diagnostische Diagramme, sodass sich folgende Ausführungen lediglich auf graphische Darstellungen beschränken.

Abbildung 4.38 gibt vier grundlegende Diagramme zur Diagnose der Eigenschaften des finalen Modells vor und nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer wieder. Zum Vergleich wurden einflussreiche Ausreißer (andere Beobachtungen) als schwarze (graue) Punkte abgetragen und die Achsen der Diagramme vor und nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer identisch skaliert. Es werden keine Hinweise auf eine Fehlspezifikation der funktionalen Form oder Probleme mit Autokorrelation ersichtlich. Einflussreiche Ausreißer führen an den Rändern zu Abweichungen der Verteilung der Residuen von der theoretischen Normalverteilung. Nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer sind die Residuen näherungsweise normal verteilt.

Abbildung 4.39 gibt die Streudiagramme studentisierter und partieller Residuen gegen  $\ln(WF)$  für das finale Modell vor und nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer wieder. Zum Vergleich wurden einflussreiche Aus-



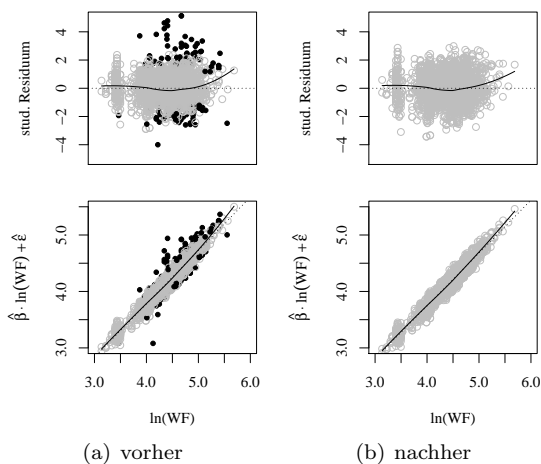
(a) vorher



(b) nachher

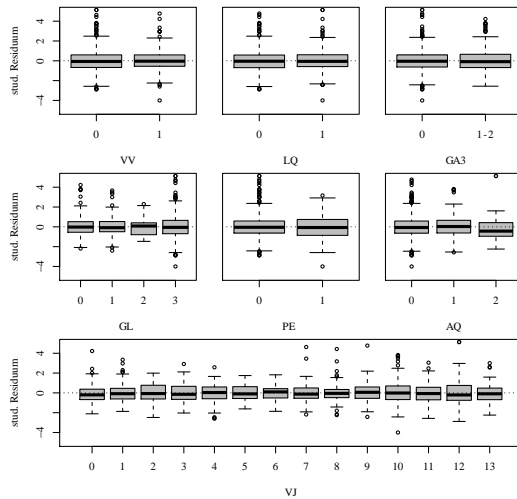
**Abbildung 4.38:** Grundlegende diagnostische Diagramme zum finalen Modell beim TD-Ansatz für Wohnungen im Erstverkauf vor und nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer

reißer (andere Beobachtungen) als schwarze (graue) Punkte abgetragen und die Achsen der Diagramme vor und nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer identisch skaliert. Aus dem Streudiagramm der partiellen Residuen gegen  $\ln(WF)$  ergeben sich keine Hinweise auf Probleme mit Nichtlinearität. Die LOESS-Kurve weicht lediglich an den Rändern von der Regressionsgerade ab, was normal ist. Einflussreiche Ausreißer führen jedoch zu einer geringen Verzerrung des Koeffizienten. Aus dem Streudiagramm der Residuen gegen  $\ln(WF)$  ergeben sich keine Probleme hinsichtlich Heteroskedastizität.

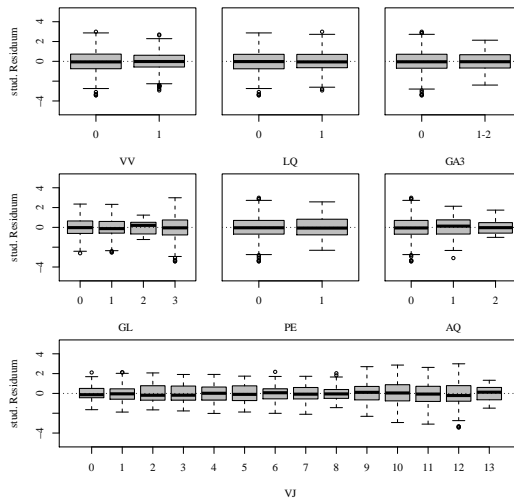


**Abbildung 4.39:** Studentisierte und partielle Residuen gegen metrische unabhängige Variablen des finalen Modells beim TD-Ansatz für Wohnungen im Erstverkauf vor und nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer

Abbildung 4.40 gibt den Boxplot der Verteilung der studentisierten Residuen, gruppiert nach Kategorien der kategorialen unabhängigen Variablen des finalen Modells vor und nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer, wieder. Die Mediane der Residuen weisen keine gravierenden Abweichungen von der Nulllinie auf und die Streuung der Residuen ist relativ homogen. Es ergeben sich demnach keine gravierenden Abweichungen von den Modellannahmen.



(a) vorher



(b) nachher

**Abbildung 4.40:** Boxplots studentisierter Residuen, gruppiert nach Kategorien der kategorialen unabhängigen Variablen des finalen Modells beim TD-Ansatz für Wohnungen im Erstverkauf vor und nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer

Tabelle 4.39 gibt abschließend die um den Freiheitsgrad  $df$  korrigierten verallgemeinerten Varianzinflationsfaktoren  $GVIF^{1/df}$  gemäß FOX/MONETTE 1992 der unabhängigen Variablen im finalen Modell vor und nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer wieder. Für  $df = 1$  entspricht  $GVIF^{1/df}$  gerade dem klassischen Varianzinflationsfaktor VIF. Es wird ersichtlich, dass keine Probleme im Hinblick auf die Präzision der Schätzung durch eine hohe (Multi-)Kollinearität vorliegen, da für alle Variablen  $GVIF^{1/df} \leq 4$  gilt.

**Tabelle 4.39:** Verallgemeinerte Varianzinflationsfaktoren der unabhängigen Variablen im finalen Modell beim TD-Ansatz für Wohnungen im Erstverkauf vor und nach dem Ausschluss einflussreicher Ausreißer

Variable	vorher			nachher		
	$GVIF$	$df$	$GVIF^{1/df}$	$GVIF$	$df$	$GVIF^{1/df}$
$\ln(WF)$	1.823	1	1.823	1.830	1	1.830
$VV$	1.402	1	1.402	1.398	1	1.398
$AQ$	1.978	2	1.407	1.971	2	1.404
$LQ$	1.339	1	1.339	1.368	1	1.368
$AZ$	2.218	1	2.218	2.414	1	2.414
$GL$	1.245	2	1.116	1.230	2	1.109
$SW$	1.366	2	1.169	1.323	2	1.150
$GA$	2.659	2	1.631	2.879	2	1.697
$VJ$	3.262	13	1.095	3.397	13	1.099

### 4.3.3 Schätzung von Preisindizes nach dem TA-Ansatz

In diesem Abschnitt folgt die Schätzung einer Preisindexreihe für Wohnungen im Erstverkauf nach dem TA-Ansatz. Ausgangsbasis sind über je 2 Jahre aggregierte Teilstichproben nach dem Ausschluss von Kategorien mit unzureichender Belegung ( $N < 20$ ). Tabelle 4.40 gibt die Verteilung der Variablen in den resultierenden Teilstichproben, sortiert nach dem Referenzjahr  $t$ , wieder. Für metrische Variablen wurde der Mittelwert ( $mean$ ), die Standardabweichung ( $sd$ ), das Minimum ( $min$ ) und das Maximum ( $max$ ) ausgewiesen. Für kategoriale Variablen wurde die relative Häufigkeit ausgewiesen. Die letzte Zeile gibt den Umfang der Teilstichproben ( $N$ ) wieder. Die Referenzkategorien (0) wurden analog zum TD-Ansatz festgelegt.

**Tabelle 4.40:** Teilstichproben beim TA-Ansatz für Wohnungen im Erstverkauf nach Ausschluss von Kategorien mit unzureichender Belegung

	Referenzjahr $t$												
	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
<i>KP (Kaufpreis [1000 €])</i>													
<i>mean</i>	195	191	200	211	232	239	258	242	213	224	241	230	263
<i>sd</i>	74	73	67	60	97	102	79	62	86	88	96	104	161
<i>min</i>	55	55	60	100	115	117	115	115	66	64	64	65	87
<i>max</i>	488	488	392	479	892	892	450	450	650	624	871	871	936
<i>WF (Wohnfläche [m<sup>2</sup>])</i>													
<i>mean</i>	81	82	87	91	97	99	104	98	84	88	89	79	82
<i>sd</i>	27	29	27	24	35	36	27	23	33	31	31	34	42
<i>min</i>	25	25	27	40	48	48	47	47	25	23	23	23	30
<i>max</i>	160	173	173	154	295	295	186	164	208	191	225	225	220
<i>VV (Vorverkauf)</i>													
0: ja	16%	39%	48%	46%	53%	51%	60%	66%	79%	82%	85%	91%	89%
1: nein	84%	61%	52%	54%	47%	49%	40%	34%	21%	18%	15%	9%	11%
<i>LQ (Lagequalität)</i>													
0: mittel	43%	46%	60%	58%	60%	70%	79%	61%	16%	23%	55%	78%	77%
1: gut	57%	54%	40%	42%	40%	30%	21%	39%	84%	77%	45%	22%	23%
<i>AQ (Ausstattung)</i>													
0: gehoben	59%	46%	46%	68%	80%	82%	100%	100%	79%	83%	90%	88%	83%
1: mittel	41%	54%	54%	32%	20%	18%	-	-	21%	17%	10%	12%	10%
2: stark gehoben	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	7%
<i>GL (Geschosslage)</i>													
0: 1. OG	27%	33%	30%	26%	23%	20%	16%	19%	18%	21%	18%	12%	15%
1: EG	21%	24%	16%	14%	17%	13%	-	-	19%	18%	15%	13%	15%
2: >1. OG ohne AZ	13%	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
3: >1. OG mit AZ	39%	43%	54%	60%	60%	67%	84%	81%	63%	61%	68%	75%	71%
<i>PE (Penthouse)</i>													
0: nein	100%	100%	100%	100%	86%	81%	82%	100%	93%	93%	91%	92%	100%
1: ja	-	-	-	-	14%	19%	18%	-	7%	7%	9%	8%	-
<i>GA (Gebäudeart 3)</i>													
0: groß	51%	69%	74%	74%	65%	70%	100%	100%	81%	71%	82%	96%	90%
1: mittel-klein	49%	31%	26%	26%	35%	30%	-	-	19%	29%	18%	4%	10%
<i>VJ (Vertragsjahr)</i>													
0: $t$	44%	52%	54%	48%	55%	44%	39%	50%	25%	46%	49%	61%	83%
1: $t+1$	56%	48%	46%	52%	45%	56%	61%	50%	75%	54%	51%	39%	17%
<i>N</i>	188	195	175	168	171	175	147	153	427	702	770	637	301

Im Vergleich zum TD-Ansatz wurden teilweise Fälle der Kategorien  $AQ = \{\text{mittel}\}$ ,  $AQ = \{\text{stark gehoben}\}$ ,  $GL = \{\text{Erdgeschoss}\}$ ,  $GL = \{\text{> 1. OG ohne Aufzug}\}$ ,  $PE = \{\text{ja}\}$  und  $GA = \{\text{klein-mittel}\}$  aufgrund unzureichender Belegung ( $N < 20$ ) ausgeschlossen. Der Umfang der Teilstichproben ist kleiner als 1 500 Fälle, sodass die Teststärke bei kleinen Effektstärken eingeschränkt ist. Entsprechend ist damit zu rechnen, dass einzelne Koeffizienten nicht signifikant und unter Umständen mit einem der Hypothese entgegengesetzten Vorzeichen ausgewiesen werden.

Pro Teilstichprobe wurde ein Modell, analog dem finalen Modell beim TD-Ansatz, vor und nach dem Ausschluss einflussreicher Ausreißer geschätzt.

Entsprechend wurden insgesamt  $2 \cdot 13 = 26$  Modelle geschätzt. Tabelle 4.41 gibt die Zusammenfassung der Modelle vor und nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer, sortiert nach dem Referenzjahr  $t$ , wieder. Dabei bezeichnen  $\hat{b}$  die geschätzten Koeffizienten,  $SE$  die klassischen Standardfehler und  $\Delta\%$  den unter Normalverteilung der Residuen besten erwartungstreuen Schätzer der prozentualen Änderung des Kaufpreises der jeweiligen Kategorie gegenüber der Referenzkategorie.

**Tabelle 4.41:** Zusammenfassung der Modelle beim TA-Ansatz für Wohnungen im Erstverkauf vor und nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer

	vorher		Abhängige Variable: ln(KP)				nachher		
	$\hat{b}$	$SE$	$\Delta\%$	$\hat{b}$	$SE$	$\Delta\%$	$\hat{b}$	$SE$	$\Delta\%$
t=2001									
Konstante	7.81 ***	0.14		7.84 ***	0.10		7.95 ***	0.08	
ln(WF)	0.98 ***	0.03		0.98 ***	0.02		0.95 ***	0.02	
VV[nein]	0.02	0.03	1.81 -0.01	0.02		-0.89 0.01	0.01	0.83 0.01	0.01 0.69
LQ[gut]	0.04 *	0.02	3.93 0.05 ***	0.02		5.45 0.01	0.01	0.52 0.01	0.01 0.51
AQ[mittel]	0.00	0.02	0.11 0.00	0.02		0.44 -0.05 ***	0.01	-5.19 -0.05 ***	0.01 -4.81
GL[EG]	-0.07 ***	0.02	-6.58 -0.07 ***	0.02		-6.39 -0.05 ***	0.01	-4.47 -0.06 ***	0.01 -5.72
GL[>1.OG oAZ]	-0.05 *	0.03	-5.33 -0.07 ***	0.02		-6.98			
GL[>1.OG mAZ]	0.04 **	0.02	4.38 0.03 **	0.02		3.05 0.03 *	0.01	2.56 0.02 **	0.01 2.02
GA[klein-mittel]	0.08 ***	0.02	7.77 0.06 ***	0.01		6.55 0.10 ***	0.01	10.86 0.11 ***	0.01 11.10
VJ[t+1]	-0.03	0.02	-2.69 -0.05 ***	0.02		-4.68 -0.02	0.01	-1.53 -0.01	0.01 -1.41
N/R <sup>2</sup>	188/0.930		178/0.960		195/0.969		185/0.976		
RSE/F-Wert	0.104/260.88***		0.076/445.63***		0.076/728.22***		0.065/905.27***		
t=2003									
Konstante	7.91 ***	0.09		7.89 ***	0.08		8.53 ***	0.12	
ln(WF)	0.96 ***	0.02		0.97 ***	0.02		0.87 ***	0.03	
VV[nein]	0.02 *	0.01	2.11 0.03 ***	0.01		3.29 0.03 **	0.01	3.47 0.05 ***	0.01 4.78
LQ[gut]	0.00	0.01	-0.39 -0.01	0.01		-0.60 0.03 *	0.01	2.55 0.01	0.01 1.21
AQ[mittel]	-0.09 ***	0.01	-8.16 -0.09 ***	0.01		-8.71 -0.12 ***	0.02	-11.71 -0.14 ***	0.02 -13.51
GL[EG]	-0.02	0.02	-2.43 -0.02	0.02		-1.90 -0.04 *	0.02	-3.93 -0.04 **	0.02 -3.89
GL[>1.OG mAZ]	0.03 **	0.01	2.72 0.03 ***	0.01		3.32 0.01	0.01	1.36 0.02 *	0.01 2.25
GA[klein-mittel]	0.06 ***	0.01	6.64 0.06 ***	0.01		5.71 -0.01	0.02	-1.20 -0.01	0.01 -1.40
VJ[t+1]	-0.01	0.01	-1.18 -0.02	0.01		-1.62 0.00	0.01	0.37 -0.01	0.01 -1.14
N/R <sup>2</sup>	175/0.968		166/0.975		168/0.928		160/0.944		
RSE/F-Wert	0.071/626.87***		0.062/759.77***		0.079/255.20***		0.067/320.76***		
t=2005									
Konstante	8.08 ***	0.12		8.27 ***	0.12		8.10 ***	0.09	
ln(WF)	0.93 ***	0.03		0.89 ***	0.03		0.94 ***	0.02	
VV[nein]	-0.02	0.02	-2.10 -0.01	0.01		-1.48 0.00	0.01	-0.36 0.00	0.01 -0.37
LQ[gut]	0.05 ***	0.01	5.34 0.04 ***	0.01		4.55 0.02	0.01	2.19 0.02	0.01 1.89
AQ[mittel]	-0.02	0.02	-2.15 -0.04 *	0.02		-4.05 0.00	0.02	0.41 0.00	0.02 0.00
GL[EG]	-0.06 ***	0.02	-5.48 -0.05 ***	0.02		-5.20 -0.04 *	0.02	-3.55 -0.02	0.02 -1.66
GL[>1.OG mAZ]	-0.01	0.02	-1.21 -0.02	0.01		-1.55 0.02	0.01	2.02 0.02	0.01 1.63
PE[ja]	0.13 ***	0.02	13.81 0.15 ***	0.02		15.99 0.16 ***	0.02	17.09 0.17 ***	0.01 18.18
GA[klein-mittel]	-0.02	0.02	-1.51 -0.01	0.01		-1.43 -0.02	0.01	-1.53 -0.03 **	0.01 -2.92
VJ[t+1]	0.01	0.01	0.86 0.00	0.01		0.20 -0.02	0.01	-1.62 -0.01	0.01 -0.83
N/R <sup>2</sup>	171/0.953		164/0.958		175/0.966		159/0.976		
RSE/F-Wert	0.081/359.75***		0.071/387.49***		0.071/517.70***		0.056/671.00***		

Legende: \*p<0.1; \*\*p<0.05; \*\*\*p<0.01

Tabelle 4.41: (Fortsetzung)

	Abhängige Variable: ln(KP)											
	vorher			nachher			vorher			nachher		
	$\hat{b}$	SE	$\Delta\%$	$\hat{b}$	SE	$\Delta\%$	$\hat{b}$	SE	$\Delta\%$	$\hat{b}$	SE	$\Delta\%$
	t=2007						t=2008					
Konstante	7.84 ***	0.14		7.79 ***	0.12		8.00 ***	0.14		7.93 ***	0.10	
ln(WF)	0.98 ***	0.03		0.99 ***	0.03		0.95 ***	0.03		0.97 ***	0.02	
VV[nein]	-0.05 ***	0.02	-4.54	-0.04 ***	0.01	-4.04	-0.10 ***	0.02	-9.94	-0.09 ***	0.01	-8.58
LQ[gut]	0.01	0.02	0.73	0.01	0.02	1.15	0.03	0.02	2.92	0.03 ***	0.01	3.47
GL[>1.OG mAZ]	0.06 ***	0.02	6.68	0.05 ***	0.02	5.03	0.05 ***	0.02	5.31	0.04 ***	0.01	4.24
PE[ja]	0.10 ***	0.02	10.98	0.11 ***	0.02	12.13						
VJ[t+1]	0.02	0.02	2.06	0.01	0.01	1.46	0.02	0.02	2.48	0.03 **	0.01	2.85
N/R <sup>2</sup>	147/0.912			137/0.944			153/0.873			144/0.939		
RSE/F-Wert	0.092/240.68***			0.071/362.13***			0.093/201.69***			0.061/426.97***		
	t=2009						t=2010					
Konstante	7.98 ***	0.07		8.03 ***	0.06		7.94 ***	0.07		7.94 ***	0.06	
ln(WF)	0.96 ***	0.01		0.94 ***	0.01		0.97 ***	0.01		0.97 ***	0.01	
VV[nein]	-0.04 ***	0.01	-4.03	-0.03 ***	0.01	-3.21	-0.10 ***	0.01	-9.46	-0.09 ***	0.01	-8.97
LQ[gut]	0.00	0.01	-0.49	0.01	0.01	1.32	-0.02 **	0.01	-1.93	0.00	0.01	0.26
AQ[mittel]	0.04 **	0.02	3.82	0.03 ***	0.01	3.54	0.03 **	0.01	2.59	0.03 **	0.01	3.16
GL[EG]	-0.02	0.01	-2.02	-0.02 **	0.01	-2.33	-0.03 **	0.01	-2.66	-0.02 **	0.01	-2.03
GL[>1.OG mAZ]	0.08 ***	0.01	7.94	0.07 ***	0.01	7.17	0.06 ***	0.01	6.32	0.06 ***	0.01	6.65
PE[ja]	0.09 ***	0.02	9.02	0.07 ***	0.02	7.45	0.12 ***	0.02	12.18	0.12 ***	0.01	12.44
GA[klein-mittel]	-0.01	0.01	-0.89	0.00	0.01	0.12	0.02 **	0.01	1.69	0.02 ***	0.01	2.15
VJ[t+1]	0.00	0.01	-0.27	0.00	0.01	-0.45	0.00	0.01	0.15	0.01	0.01	0.65
N/R <sup>2</sup>	427/0.963			404/0.976			702/0.939			671/0.958		
RSE/F-Wert	0.080/1206.99***			0.063/1755.13***			0.100/1176.35***			0.081/1666.87***		
	t=2011						t=2012					
Konstante	7.93 ***	0.05		7.97 ***	0.04		8.15 ***	0.05		8.17 ***	0.04	
ln(WF)	0.97 ***	0.01		0.96 ***	0.01		0.93 ***	0.01		0.93 ***	0.01	
VV[nein]	-0.12 ***	0.01	-10.93	-0.12 ***	0.01	-11.07	-0.04 **	0.02	-4.24	-0.03 *	0.02	-3.10
LQ[gut]	-0.01 *	0.01	-1.45	-0.01 *	0.01	-1.34	0.01	0.01	1.16	0.00	0.01	0.27
AQ[mittel]	-0.04 ***	0.01	-4.33	-0.05 ***	0.01	-5.14	-0.08 ***	0.01	-7.80	-0.08 ***	0.01	-7.63
GL[EG]	-0.02	0.01	-1.98	0.00	0.01	-0.47	0.01	0.02	0.96	0.01	0.01	0.92
GL[>1.OG mAZ]	0.06 ***	0.01	5.90	0.06 ***	0.01	6.43	0.11 ***	0.01	11.41	0.11 ***	0.01	11.19
PE[ja]	0.18 ***	0.01	19.74	0.17 ***	0.01	18.75	0.16 ***	0.02	17.35	0.14 ***	0.02	15.11
GA[klein-mittel]	0.06 ***	0.01	6.08	0.05 ***	0.01	4.96	0.07 ***	0.02	7.57	0.04	0.02	3.83
VJ[t+1]	0.09 ***	0.01	9.38	0.08 ***	0.01	8.48	0.09 ***	0.01	9.41	0.09 ***	0.01	9.51
N/R <sup>2</sup>	770/0.939			735/0.958			637/0.956			607/0.965		
RSE/F-Wert	0.101/1303.95***			0.082/1827.58***			0.098/1503.22***			0.085/1812.49***		
	t=2013											
Konstante	8.32 ***	0.07		8.42 ***	0.07							
ln(WF)	0.91 ***	0.02		0.89 ***	0.01							
VV[nein]	-0.01	0.02	-1.46	-0.01	0.02	-1.13						
LQ[gut]	0.10 ***	0.02	10.38	0.13 ***	0.02	13.45						
AQ[mittel]	-0.10 ***	0.02	-9.66	-0.11 ***	0.02	-10.02						
AQ[stark geh.]	0.21 ***	0.03	23.87	0.22 ***	0.03	24.54						
GL[EG]	0.03	0.02	3.13	0.02	0.02	2.03						
GL[>1.OG mAZ]	0.12 ***	0.02	12.29	0.10 ***	0.02	10.35						
GA[klein-mittel]	0.00	0.03	0.17	-0.03	0.03	-2.77						
VJ[t+1]	0.03	0.02	3.18	0.05 ***	0.02	5.53						
N/R <sup>2</sup>	301/0.963			279/0.974								
RSE/F-Wert	0.107/830.00***			0.089/1104.95***								

Legende: \*p&lt;0.1; \*\*p&lt;0.05; \*\*\*p&lt;0.01



Koeffizienten einzelner Kategorien mit geringer Effektstärke werden mangels Teststärke und Präzision teilweise als nicht signifikant und mit einem der Hypothese entgegengesetzten Vorzeichen ausgewiesen. Einen kompakten Überblick hierzu gibt Tabelle 4.42. In dieser sind jeweils Minimum (*min*), Mittelwert (*mean*) und Maximum (*max*) der relevanten Größen der Modelle nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer ausgewiesen. Die vorletzte Spalte gibt zudem an, in wie viel Prozent aller Modelle (in denen die jeweilige Variable einbezogen wurde) die Nullhypothese bezüglich des Koeffizienten zum Signifikanzniveau 5% verworfen wurde. Die letzte Spalte gibt, die gemäß Hypothese vermutete Richtung des Effektes wieder. Kategorien, deren Koeffizienten teilweise mit einem der Hypothese entgegengesetzten Vorzeichen ausgewiesen wurden sind grau hinterlegt.

**Tabelle 4.42:** Verteilung der Kenngrößen der Modelle beim TA-Ansatz nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer für Wohnungen im Erstverkauf

	$\hat{b}$			SE			$\Delta\%$			**	H
	min	mean	max	min	mean	max	min	mean	max		
Konstante	7.79	8.06	8.53	0.04	0.08	0.12				100%	+
ln(WF)	0.83	0.94	0.99	0.01	0.02	0.03				100%	+
VV[nein]	-0.12	-0.03	0.05	0.01	0.01	0.02	-11.07	-2.62	4.78	54%	-
LQ[gut]	-0.01	0.02	0.13	0.01	0.01	0.02	-1.34	2.43	13.45	31%	+
AQ[mittel]	-0.14	-0.04	0.03	0.01	0.02	0.02	-13.51	-4.25	3.54	73%	-
AQ[stark gehoben]	0.22	0.22	0.22	0.03	0.03	0.03	24.54	24.54	24.54	100%	+
GL[EG]	-0.07	-0.02	0.02	0.01	0.02	0.02	-6.39	-2.42	2.03	55%	-
GL[>1. OG ohne AZ]	-0.07	-0.07	-0.07	0.02	0.02	0.02	-6.98	-6.98	-6.98	100%	-
GL[>1. OG mit AZ]	-0.02	0.05	0.11	0.01	0.01	0.02	-1.55	4.75	11.19	69%	+
PE[ja]	0.07	0.13	0.17	0.01	0.02	0.02	7.45	14.29	18.75	100%	+
GA[klein-mittel]	-0.03	0.02	0.11	0.01	0.01	0.03	-2.92	2.35	11.10	55%	+
VJ[t+1]	-0.05	0.01	0.09	0.01	0.01	0.02	-4.68	1.43	9.51	38%	-
N	min/mean/max						137/307/735				
R <sup>2</sup>	min/mean/max						0.939/0.962/0.976				
RSE	min/mean/max						0.0560/0.0715/0.890				

Angesichts der Folgen einer eingeschränkten Teststärke eignet sich der TA-Ansatz zur Ableitung von Preisindizes, jedoch nicht zur Ableitung adäquater Anpassungsfaktoren und damit implizit auch nicht zur Ableitung von Schätzfunktionen für beliebige andere Objekte als das Referenzobjekt. Bei der Ableitung von Preisindizes sind auch jene Kategorien in den Modellen zu belassen, deren Koeffizienten nicht signifikant und ggf. mit falschem Vorzeichen ausgewiesen wurden, um eine Verzerrung der für die Ermittlung von Preisindizes relevanten Koeffizienten der Zeit-Dummy-Variablen zu vermeiden.

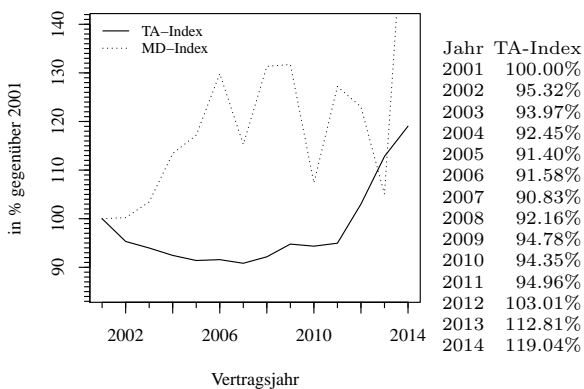
**Preisindexreihe** Die Ermittlung einer Preisindexreihe zum Basisjahr 2001 erfolgt aus den Modellen nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer in zwei Schritten. Zunächst werden aus den Modellen  $t = 2001, \dots, 2013$  die Preisindizes

$$IP_{t,t+1} = 100 + \Delta_{t+1}\% \quad , t = 2001, \dots, 2013 \quad (4.55)$$

des Folgejahres  $t + 1$  gegenüber dem Referenzjahr  $t$  abgeleitet. Aus diesen werden durch Verkettung Preisindizes der einzelnen Jahre  $\tau = 2001, \dots, 2014$  gegenüber dem Basisjahr 2001 wie folgt ermittelt:

$$IP_{2001,\tau} = \prod_{t=2001}^{\tau} PI_{t,t+1} \quad , \tau = 2001, \dots, 2014 \quad (4.56)$$

Abbildung 4.41 gibt die auf diese Weise ermittelte Preisindexreihe (TA-Ansatz) graphisch wieder. Ergänzend wurde eine auf Basis der Mediane der Kaufpreise in den einzelnen Jahren ermittelte Preisindexreihe (MD-Index) abgetragen. Beim MD-Index erfolgt keine Kontrolle der Qualitätsunterschiede der Einheiten in den einzelnen Jahren. Abweichungen zwischen dem MD- und TA-Index verdeutlichen die Notwendigkeit einer Kontrolle der Qualitätsunterschiede zur Messung der reinen Preisänderung und damit den Vorteil des TA-Index.



**Abbildung 4.41:** Preisindexreihe gemäß dem TA-Ansatz für Wohnungen im Erstverkauf von 2001 bis 2014 gegenüber dem Basisjahr 2001

**Modelldiagnostik** Für die einzelnen Modelle ergaben sich dieselben Implikationen hinsichtlich der Erfüllung der Prämissen der klassischen multiplen linearen Regression wie beim TD-Ansatz. Einflussreiche Ausreißer führten mehr oder weniger zu Abweichungen der Verteilung der Residuen von der theoretischen Normalverteilung an den Rändern. Nach deren Ausschluss sind die Residuen jeweils näherungsweise normal verteilt. Im Vergleich zum Wiederverkauf traten keine Probleme mit Heteroskedastizität auf.

#### 4.3.4 Schätzung von Preisindizes nach dem RW-Ansatz

In diesem Abschnitt folgt die Schätzung einer Preisindexreihe für Wohnungen im Erstverkauf nach dem RW-Ansatz. Die Anzahl pro Modell aggregierter Jahre wurde auf 13 Jahre festgelegt, sodass mindestens 1 500 Fälle pro Modell für eine hinreichende Teststärke und Präzision vorliegen und gegenüber dem TD-Ansatz keine weiteren Kategorien aufgrund unzureichender Belegung auszuschließen sind. Die Ausgangsbasis bilden demnach über je 13 Jahre aggregierte Teilstichproben.

**Tabelle 4.43:** Teilstichproben beim RW-Ansatz für Wohnungen im Erstverkauf

Variable	Referenz- jahr $t$	Variable	Referenz- jahr $t$	Variable	Referenz- jahr $t$
	2001 2002		2001 2002		2001 2002
<i>KP (Kaufpreis [1000 €])</i>		<i>AQ (Ausstattung)</i>		<i>VJ (Vertragsjahr)</i>	
<i>mean</i>	231 236	0: gehoben	80% 81%	0: $t$	4% 5%
<i>sd</i>	100 108	1: mittel	19% 18%	1: $t+1$	5% 5%
<i>min</i>	55 55	2: stark gehoben	1% 2%	2: $t+2$	5% 4%
<i>max</i>	936 1047	<i>GL (Geschosslage)</i>		3: $t+3$	4% 4%
<i>WF (Wohnfläche [<math>m^2</math>])</i>		0: 1. OG	19% 19%	4: $t+4$	4% 4%
<i>mean</i>	89 90	1: EG	15% 15%	5: $t+5$	4% 4%
<i>sd</i>	33 34	2: > 1. OG ohne AZ	3% 2%	6: $t+6$	4% 5%
<i>min</i>	23 23	3: > 1. OG mit AZ	64% 64%	7: $t+7$	5% 5%
<i>max</i>	295 295	<i>PE (Penthouse)</i>		8: $t+8$	5% 15%
<i>VV (Vorverkauf)</i>		0: nein	91% 91%	9: $t+9$	14% 18%
0: ja	70% 72%	1: ja	9% 9%	10: $t+10$	17% 18%
1: nein	30% 28%	<i>GA (Gebäudeart 3)</i>		11: $t+11$	17% 12%
<i>LQ (Lagequalität)</i>		0: groß	78% 80%	12: $t+12$	11% 3%
0: mittel	52% 52%	1: mittel-klein	22% 20%		
1: gut	48% 48%				
<i>N</i>	2265 2232	<i>N</i>	2265 2232	<i>N</i>	2265 2232

Tabelle 4.43 gibt die Verteilung der Variablen in den Teilstichproben, sortiert nach dem Referenzjahr  $t$ , wieder. Für metrische Variablen wurde der Mittelwert (*mean*), die Standardabweichung (*sd*), das Minimum (*min*) und das Maximum (*max*) ausgewiesen. Für kategoriale Variablen wurde die relative Häufigkeit ausgewiesen. Die letzte Zeile gibt den Umfang der

Teilstichproben ( $N$ ) wieder. Die Referenzkategorien (0) sind analog zum TD-Ansatz festgelegt.

Pro Teilstichprobe wurde ein Modell, analog dem finalen Modell beim TD-Ansatz, vor und nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer geschätzt. Entsprechend wurden insgesamt  $2 \cdot 2 = 4$  Modelle geschätzt. Tabelle 4.44 gibt die Zusammenfassung der Modelle vor und nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer, sortiert nach dem Referenzjahr  $t$ , wieder. Dabei bezeichnen  $\hat{b}$  die geschätzten Koeffizienten,  $SE$  die klassischen Standardfehler und  $\Delta\%$  die unter Normalverteilung der Residuen besten erwartungstreuen Schätzer der prozentualen Änderung des Kaufpreises der jeweiligen Kategorie gegenüber der Referenzkategorie.

**Tabelle 4.44:** Zusammenfassung der Modelle beim RW-Ansatz für Wohnungen im Erstverkauf vor und nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer

	vorher			Abhängige Variable: ln(KP)						nachher			
	$\hat{b}$	$SE$	$\Delta\%$	$\hat{b}$	$SE$	$\Delta\%$	$\hat{b}$	$SE$	$\Delta\%$	$\hat{b}$	$SE$	$\Delta\%$	
	t=2001						t=2002						
Konstante	8.06 ***	0.03		8.09 ***	0.03		8.01 ***	0.03		8.03 ***	0.03		
ln(WF)	0.94 ***	0.01		0.93 ***	0.01		0.94 ***	0.01		0.93 ***	0.01		
VV[nein]	-0.04 ***	0.01	-4.37 -0.04	***	0.00		-4.35 -0.05	***	0.01	-4.45 -0.04	***	0.00	-4.36
LQ[gut]	0.01 ***	0.00	1.49 0.01	***	0.00		1.34 0.01	**	0.00	1.08 0.01	**	0.00	1.07
AQ[mittel]	-0.03 ***	0.01	-2.56 -0.03	***	0.01		-3.08 -0.03	***	0.01	-2.54 -0.03	***	0.01	-3.12
AQ[stark gehoben]	0.21 ***	0.02	23.76 0.17	***	0.02		18.94 0.21	***	0.02	22.87 0.19	***	0.02	20.93
GL[EG]	-0.04 ***	0.01	-3.47 -0.03	***	0.01		-2.71 -0.03	***	0.01	-3.02 -0.03	***	0.01	-2.55
GL[>1. OG oAZ]	-0.03 *	0.01	-2.63 -0.03	*	0.01		-2.49 -0.03	**	0.02	-2.67 -0.03	**	0.02	-2.55
GL[>1. OG mAZ]	0.06 ***	0.01	5.73 0.06	***	0.00		6.00 0.06	***	0.01	5.91 0.06	***	0.00	6.22
PE[ja]	0.12 ***	0.01	12.81 0.13	***	0.01		13.72 0.12	***	0.01	13.10 0.13	***	0.01	13.91
GA[klein-mittel]	0.03 ***	0.01	3.14 0.02	***	0.01		2.46 0.03	***	0.01	3.11 0.02	***	0.01	2.35
VJ[t+1]	-0.05 ***	0.01	-4.76 -0.05	***	0.01		-5.27 -0.03	**	0.01	-2.99 -0.01	*	0.01	-1.40
VJ[t+2]	-0.08 ***	0.02	-7.50 -0.07	***	0.01		-6.58 -0.04	***	0.01	-3.71 -0.02	*	0.01	-2.18
VJ[t+3]	-0.08 ***	0.02	-8.15 -0.08	***	0.01		-7.57 -0.01	**	0.01	-1.29 0.01		0.01	0.99
VJ[t+4]	-0.06 ***	0.02	-5.88 -0.04	***	0.01		-4.11 -0.03	*	0.01	-2.49 -0.01		0.01	-1.34
VJ[t+5]	-0.07 ***	0.02	-6.94 -0.07	***	0.01		-6.44 -0.03	*	0.01	-2.69 -0.01		0.01	-0.91
VJ[t+6]	-0.07 ***	0.02	-7.13 -0.06	***	0.01		-6.24 0.01	**	0.01	1.10 0.02		0.01	2.02
VJ[t+7]	-0.04 **	0.02	-3.49 -0.03	**	0.01		-3.18 0.03	**	0.01	3.23 0.04	***	0.01	4.57
VJ[t+8]	-0.02	0.02	-1.61 -0.01		0.01		-0.86 0.03	***	0.01	3.31 0.05	***	0.01	4.70
VJ[t+9]	-0.02	0.01	-1.64 -0.01		0.01		-0.86 0.04	***	0.01	3.63 0.05	***	0.01	4.85
VJ[t+10]	-0.01	0.01	-1.23 -0.01		0.01		-0.63 0.13	***	0.01	13.67 0.14	***	0.01	14.46
VJ[t+11]	0.08 ***	0.01	8.52 0.08	***	0.01		8.63 0.22	***	0.01	25.06 0.23	***	0.01	25.36
VJ[t+12]	0.18 ***	0.01	19.37 0.17	***	0.01		19.01 0.28	***	0.02	31.69 0.29	***	0.02	33.91
N/R <sup>2</sup>	2265/0.94355			2162/0.95857			2232/0.94733			2132/0.96039			
RSE/F-Wert	0.10032/1703.51***			0.08348/2249.40***			0.09941/1805.81***			0.08355/2324.11***			

Legende: \*p<0.1; \*\*p<0.05; \*\*\*p<0.01

Lediglich der Effekt der Kategorie  $Geschosslage$   $GL=\{>1. OG \text{ ohne Aufzug}\}$  gegenüber der Referenzkategorie  $GL=\{1. OG\}$  ergibt sich teilweise als nicht signifikant. Auch hier sei nochmals angemerkt, dass bedingt dadurch, dass die Lage im obersten Geschoss aktuell nicht erfasst wird, der Effekt

der Kategorie *Geschosslage*  $GL=\{>1. OG \text{ ohne Aufzug}\}$  gegenüber der Referenzkategorie  $GL=\{1. OG\}$  tendenziell unterschätzt und der Effekt der Kategorie  $GL=\{>1. OG \text{ mit Aufzug}\}$  gegenüber der Referenzkategorie  $GL=\{1. OG\}$  tendenziell überschätzt wird, da die Kategorien  $GL=\{>1. OG \text{ ohne Aufzug}\}$  und  $GL=\{>1. OG \text{ mit Aufzug}\}$  auch Fälle im obersten Geschoss enthalten und der positive Effekt der Lage im obersten Geschoss nicht zugleich kontrolliert wird.

**Tabelle 4.45:** Schätzfunktionen, Anpassungsfaktoren und Preisindizes für Wohnungen im Erstverkauf, abgeleitet aus dem Basismodell ( $t = 2001$ ) bei Anwendung des RW-Ansatzes

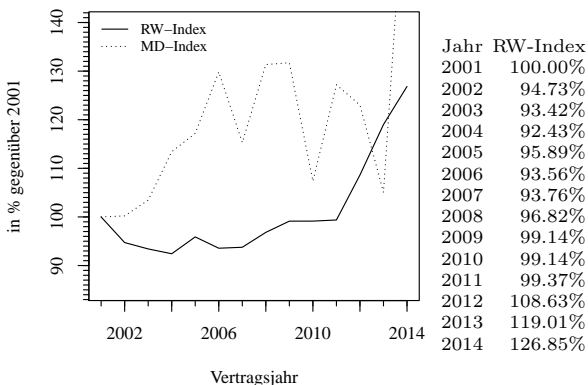
<i>Schätzfunktionen</i>						
$\widehat{KP}_{jt} = 3273.17 \cdot WF^{0.93} \cdot \prod_{m=1}^6 IQ_{0j}^m \cdot IP_{0t}$						
$\widehat{kp}_{jt} = 3273.17 \cdot WF^{-0.07} \cdot \prod_{m=1}^6 IQ_{0j}^m \cdot IP_{0t}$						
<i>m</i>	Variable	Anpassungsfaktoren <i>j</i> Kategorie	$IQ_{0j}^m$	Variable	Preisindizes <i>t</i> Kategorie	$IP_{0t}$
1	Vorverkauf	0 ja	100.00%	Vertragsjahr	0 2001	100.00%
		1 nein	95.65%		1 2002	94.73%
2	Lagequalität	0 mittel	100.00%	2 2003	93.42%	
		1 gut	101.34%	3 2004	92.43%	
3	Ausstattung	0 gehoben	100.00%	4 2005	95.89%	
		1 mittel	96.92%	5 2006	93.56%	
		2 stark gehoben	118.94%	6 2007	93.76%	
4	Geschosslage	0 1. Obergeschoss	100.00%	7 2008	96.82%	
		1 Erdgeschoss	97.29%	8 2009	99.14%	
		2 > 1. OG ohne Aufzug	97.51%	9 2010	99.14%	
		3 > 1. OG mit Aufzug	106.00%	10 2011	99.37%	
5	Penthouse	0 nein	100.00%	11 2012	108.63%	
		1 ja	113.72%	12 2013	119.01%	
6	Gebäudeart	0 groß	100.00%	13 2014*	126.85%	
		1 klein-mittel	102.46%			

\*Abgeleitet aus dem Folgemodell  $t=2002$

Bei Anwendung des RW-Ansatzes wird nur das aktuelle Basismodell ( $t = 2001$ ) nach Ausschluss einflussreicher Ausreißer veröffentlicht. Einen Überblick über die aus dem Basismodell abgeleiteten Schätzfunktionen des Kaufpreises  $KP_{jt}$  bzw. Kaufpreises pro Wohnfläche  $kp_{jt}$  eines Objektes  $j$  im Jahr  $t$ , die jeweiligen Anpassungsfaktoren  $IQ_{0j}^m$  der Kategorie  $j$  gegenüber der Referenzkategorie 0 der Variable  $m$  und der jeweiligen Preisindizes  $IP_{0t}$  des Jahres  $t$  gegenüber dem Referenzjahr 0 gibt Tabelle 4.45. Wesentlich ist, dass sich aus dem Basismodell  $t = 2001$  zunächst nur die Preisindizes der Jahre 2001 bis 2013 gegenüber dem Referenzjahr 2001 ergeben. Der in Tabelle 4.45 zusätzlich angeführte Preisindizes für das

Jahr 2014 gegenüber dem Basisjahr 2001 ergibt sich aus dem Folgemodell  $t = 2002$ , worauf noch eingegangen wird. Für eine allgemeine und formale Darstellung der Ableitung der in Tabelle 4.45 dargestellten Größen aus dem Basismodell  $t = 2001$  sei auf das Ende der Einleitung zu Kapitel 4 verwiesen.

Das Folgemodell  $t = 2002$  dient zur Fortschreibung der Preisindexreihe, wird jedoch an sich nicht veröffentlicht. Aus dem Folgemodell  $t = 2002$  wird der Preisindex  $IP_{t,t+12} = 100 + \Delta_{t+12}[\%]$  des letzten Jahres  $t+12$  zum Referenzjahr  $t = 2002$  ermittelt und durch  $IP_{2001,t+12} = IP_{t,t+12} \cdot IP_{2001,t}$  auf das Basisjahr 2001 umgerechnet. Hieraus resultiert der Preisindizes des Jahres 2014 gegenüber dem Jahr 2001. Auf diese Weise ermöglicht der RW- gegenüber dem TD-Ansatz zumindest ab dem Jahr 2014 eine jährliche Fortschreibung der Preisindexreihe ohne Revision der gesamten Preisindexreihe. Hinsichtlich der Anwendung der in Tabelle 4.45 angeführten Größen gelten dieselben Anmerkungen wie beim TD-Ansatz. Allgemein empfiehlt sich eine periodische Aktualisierung des veröffentlichten Basismodells (z.B. alle 5 Jahre). Die bisherige Preisindexreihe ist hierbei jeweils auf das neue Basisjahr umzurechnen, um eine lange Preisindexreihe zu ermöglichen.



**Abbildung 4.42:** Preisindexreihe gemäß RW-Ansatz für Wohnungen im Erstverkauf von 2001 bis 2014 gegenüber dem Basisjahr 2001

Abbildung 4.42 gibt die auf Basis des RW-Ansatzes ermittelte Preisindexreihe (RW-Index) graphisch wieder. Ergänzend wurde eine auf Basis der

Mediane der Kaufpreise in den einzelnen Jahren ermittelte Preisindexreihe (MD-Index) abgetragen. Beim MD-Index erfolgt keine Kontrolle der Qualitätsunterschiede der Einheiten in den einzelnen Jahren. Abweichungen zwischen dem MD- und RW-Index verdeutlichen die Notwendigkeit einer Kontrolle der Qualitätsunterschiede zur Messung der reinen Preisänderung und damit den Vorteil des RW-Index.

**Modelldiagnostik** Für die einzelnen Modelle ergaben sich dieselben Implikationen hinsichtlich der Erfüllung der Prämissen der klassischen multiplen linearen Regression wie beim TD-Ansatz. Einflussreiche Ausreißer führten mehr oder weniger zu Abweichungen der Verteilung der Residuen von der theoretischen Normalverteilung an den Rändern. Nach deren Ausschluss sind die Residuen jeweils näherungsweise normal verteilt. Im Vergleich zum Wiederverkauf traten keine Probleme mit Heteroskedastizität auf.

### 4.3.5 Zusammenfassung und Fazit

In Abschnitt 4.3 wurde je eine Preisindexreihe für Wohnungen im Erstverkauf von 2001 bis 2014 zum Basisjahr 2001 nach dem TD-, TA- und RW-Ansatz geschätzt. Die Wahl der *funktionalen Form* im Rahmen des TD-Ansatzes führte zu einem log-log-Modell als am besten zur Prognose geeignete funktionale Form.

In Bezug auf die *Wahl der Variablen* im Rahmen des TD-Ansatzes ergaben sich beim Erstverkauf im Unterschied zum Wiederverkauf von Wohnungen hingegen auch die Geschosslage sowie die Sondertypen als signifikant. Im Unterschied zum Wiederverkauf bestätigten sich damit alle für die Erstellung von Mietspiegeln üblichen relevanten Variablen auch als relevant zur Erklärung und Prognose des Kaufpreises. Dies bestätigt nochmals die Vermutung, dass die Geschosslagen und Sondertypen im Fragebogen nicht hinreichend für Laien definiert sind.

Im Hinblick auf die Vor- und Nachteile der drei hedonischen Ansätze ergaben sich dieselben Implikationen wie bei Einfamilienhäusern im Wiederverkauf. Der beste Kompromiss zwischen der Ableitung adäquater Anpassungsfaktoren und einer jährlich ohne Revision fortschreibbaren

Preisindexreihe ergab sich auch hier bei Anwendung des RW-Ansatzes. Dabei wurden jeweils 13 Jahre pro Modell aggregiert, sodass mindestens 1 500 Fälle pro Modell für eine hinreichende Teststärke und Präzision vorliegen und gegenüber dem TD-Ansatz keine weiteren Kategorien aufgrund unzureichender Belegung ausgeschlossen werden mussten. Entsprechend ist beim RW-Ansatz zumindest ab dem Jahr 2014 eine jährliche Fortschreibung der Preisindexreihe ohne Revision möglich.

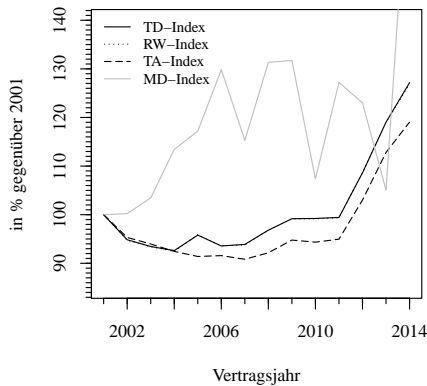
Tabelle 4.46 gibt die auf Basis der jeweiligen Ansätze (TD, RW) abgeleiteten Schätzfunktionen des Kaufpreises  $KP_{jt}$  einer Wohnung  $j$  im Vertragsjahr  $t$  in Abhängigkeit von der Wohnfläche ( $WF$ ) inklusive der Anpassungsfaktoren  $IQ_{0j}^m$  der Kategorien  $j$  der kategorialen Variable  $m$  gegenüber der Referenzkategorie 0 und die Preisindizes  $IP_{0t}$  des Vertragsjahres  $t$  gegenüber dem Referenzjahr 0 wieder. Ergänzend wurden zudem die auf Basis des TA-Ansatzes abgeleiteten Preisindizes (TA) gelistet.

**Tabelle 4.46:** Zusammenfassender Vergleich der Ergebnisse auf Basis des TD-, RW- und TA-Ansatzes für Wohnungen im Erstverkauf

Schätzfunktionen							
TD	$\widehat{KP}_{jt} = 3245.78 \cdot WF^{0.94} \cdot \prod_{m=1}^6 IQ_{0j}^m \cdot IP_{0t}$						
RW	$\widehat{KP}_{jt} = 3273.17 \cdot WF^{0.93} \cdot \prod_{m=1}^6 IQ_{0j}^m \cdot IP_{0t}$						
Anpassungsfaktoren $m$ Variable $j$ Kategorie	$IQ_{0j}^m$ [%] Ansatz		Preisindizes			$IP_{0t}$ [%]	
	TD	RW	Variable $t$ Kategorie	TD	Ansatz RW	TA	
1 Vorverkauf			Vertragsjahr				
0 ja	100.00	100.00	0 2001	100.00	100.00	100.00	
1 nein	95.57	95.65	1 2002	94.84	94.73	95.32	
2 Lagequalität			2 2003	93.46	93.42	93.97	
0 mittel	100.00	100.00	3 2004	92.61	92.43	92.45	
1 gut	101.21	101.34	4 2005	95.80	95.89	91.40	
3 Ausstattung			5 2006	93.57	93.56	91.58	
0 gehoben	100.00	100.00	6 2007	93.89	93.76	90.83	
1 mittel	97.00	96.92	7 2008	96.81	96.82	92.16	
2 stark gehoben	119.13	118.94	8 2009	99.17	99.14	94.78	
4 Geschosslage			9 2010	99.22	99.14	94.35	
0 1. Obergeschoss	100.00	100.00	10 2011	99.43	99.37	94.96	
1 Erdgeschoss	97.42	97.29	11 2012	108.62	108.63	103.01	
2 >1. OG ohne Aufzug	98.00	97.51	12 2013	119.02	119.01	112.81	
3 >1. OG mit Aufzug	106.16	106.00	13 2014	127.16	126.85	119.04	
5 Penthouse							
0 nein	100.00	100.00					
1 ja	113.75	113.72					
6 Gebäudeart							
0 groß	100.00	100.00					
1 klein-mittel	102.33	102.46					



Abbildung 4.43 gibt den Vergleich der drei Preisindexreihen (TD-Index, RW-Index, TA-Index) mit dem Median-Preisindex (MD-Index) analog zur Darstellung bei den Einfamilienhäusern wieder. Die Implikationen sind nahezu analog wie bereits bei Einfamilienhäusern im Wiederverkauf ausgeführt. Eine statistische Kontrolle der Qualitätsänderungen bei der Messung der reinen Preisänderung ist stets besser als keine. Unterschiede zwischen dem TD-Index und dem RW-Index sind kaum erkennbar. Im Unterschied zu Einfamilienhäusern und Wohnungen im Wiederverkauf weicht der TA-Index bedingt durch die stark schwankende und teils sehr geringe Stichprobe pro Modell überwiegend wie zu erwarten stark nach unten von den anderen beiden Preisindexreihen ab.



**Abbildung 4.43:** Vergleich der Preisindexreihen auf Basis des TD-, TA- und RW-Ansatzes für Wohnungen im Erstverkauf von 2001 bis 2014 gegenüber dem Basisjahr 2001

## 4.4 Zusammenfassung und Fazit

In Kapitel 4 wurden jeweils für Einfamilienhäuser im Wiederverkauf, Wohnungen im Wiederverkauf sowie für Wohnungen im Erstverkauf drei Preisindexreihen für den Zeitraum 2001 bis 2014 gegenüber dem Basisjahr 2001 auf Basis des TD-, TA- und RW-Ansatzes geschätzt. Die Wahl der

funktionalen Form im Rahmen des TD-Ansatzes führte hierbei jeweils zu einem log-log-Modell als am besten zur Prognose des Kaufpreises geeignete Form.

Hinsichtlich der Wahl der Variablen ergaben sich bei Einfamilienhäusern im Wiederverkauf (Wohnungen im Erstverkauf) alle zur Ermittlung des Sachwertes erforderlichen (zur Erstellung von Mietspiegeln empfohlenen) Variablen als relevant für die Prognose des Kaufpreises. Bei Wohnungen im Wiederverkauf führte hingegen im Unterschied zu Wohnungen im Erstverkauf eine Interaktion zwischen Aufzug und Geschosslage nicht zur Verbesserung des Modells. Zudem ergab sich bei Wohnungen im Wiederverkauf durch Vernachlässigung der Geschosslage (mit Ausnahme der Lage im Kellergeschoss) sowie der Sondertypen (mit Ausnahme der Dachgeschosswohnung) eine Verbesserung des Modells. Unterschiede der Ergebnisse bei Wohnungen im Wieder- und Erstverkauf bestätigten die Vermutung, dass die Geschosslagen und Sondertypen für Laien im Wiederverkauf nicht selbsterklärend sind. Künftig wird empfohlen, diese im Fragebogen hinreichend zu definieren.

Beim Vergleich der Ergebnisse der drei Ansätze wurde einerseits ersichtlich, dass sich der beste Kompromiss zwischen der Ableitung adäquater Anpassungsfaktoren sowie einer jährlich ohne Revision fortschreibbaren Preisindexreihe als wesentliche Informationsbedürfnisse bei der Anwendung des RW-Ansatzes ergibt. Andererseits wurde deutlich, dass die zeitliche Variabilität der Koeffizienten anderer Variablen als der Zeit-Dummy-Variablen und damit das Risiko einer potenziellen Verzerrung durch eine Aggregation über mehrere Jahre im Rahmen des RW-Ansatzes gering ist. Insgesamt empfiehlt sich damit der RW-Ansatz für die künftige Anwendung im Rahmen des Gutachterausschusses.



## 5 Fazit und Ausblick

Im Rahmen dieser Arbeit erfolgte eine systematische Analyse der Machbarkeit hedonischer Preisindizes für Transaktionen von Wohneigentum im Stadtgebiet Karlsruhe sowie deren Schätzung als Beitrag zur Bereitstellung erforderlicher Zeitreihen für die Marktprognose und Marktwertermittlung.

Die Analyse der Machbarkeitsanalyse ergab zunächst, dass Wohneinheiten als statistische Einheit eines Preisindex klar zu bevorzugen sind, da in der Regel nicht Wohngebäude an sich, sondern Wohneinheiten in diesen einzelnen gehandelt werden. Im Vergleich zu den europäischen Standards zum harmonisierten nationalen Häuserpreisindex (HPI) wurde deutlich, dass Preisindizes für Einfamilienhäuser im Erstverkauf angesichts in einzelnen Jahren sehr geringer Anzahl an Transaktionen nicht machbar sind. Preisindizes für Einfamilienhäuser im Wiederverkauf sowie für Wohnungen im Erst- und Wiederverkauf erwiesen sich hingegen als machbar; allerdings mit hinreichender Teststärke und Präzision der Schätzungen nur bei Abweichungen von den europäischen Standards hinsichtlich der Wahl des hedonischen Verfahrens sowie der Wahl der Periodizität der Preisindizes. Angesichts der aktuellen Erhebungspraxis ergab sich nur eine Periodizität von 1 Jahr sowie die Anwendung des Time-Dummy-Ansatzes (TD-Ansatz) oder des Rolling-Window-Ansatzes (RW-Ansatz) als zielführend.

Im Rahmen der Schätzung wurde ebenfalls deutlich, dass sich der beste Kompromiss zwischen der Ableitung adäquater Anpassungsfaktoren sowie einer jährlich fortschreibbaren Preisindexreihe für die Marktwertermittlung bei einer Anwendung des RW-Ansatzes ergibt. In diesem Sinne empfiehlt sich für die künftige Anwendung im Rahmen des Gutachterausschusses der RW-Ansatz bei einer Periodizität der Preisindizes von 1 Jahr.

Angesichts des geringen Transaktionsaufkommens wird künftig eine Vollerhebung empfohlen. Hierdurch kann die Anzahl der im Rahmen des

RW-Ansatzes pro Modell aggregierten Jahre soweit möglich und sinnvoll reduziert werden. Im Rahmen der Stichprobenplanung wurde abgeleitet, dass bei der Festlegung der Anzahl an Jahren darauf geachtet werden sollte, dass pro Modell mindestens 1 500 Fälle vorliegen, um eine hinreichende Teststärke und Präzision zu erzielen.

Im Rahmen der Datenaufbereitung wurden Schwachstellen im aktuellen Datenmodell und der Erhebung ersichtlich. Bei Einfamilienhäusern empfiehlt sich künftig die zusätzliche Erhebung der Anzahl Zimmer, um fehlende Angaben zur Wohnfläche besser behandeln zu können. In Bezug auf den Fragebogen sollte kritisch diskutiert werden, ob durch eine Reduktion der Komplexität der Frage nach dem Dachgeschossbaugrad in Prozent der Grundfläche nicht eine Reduktion der hohen Anzahl fehlender Angaben möglich wäre. Bei Wohnungen sollte künftig jeweils unabhängig voneinander die Geschosslage, der Sondertyp und die Lage im obersten Geschoss erfasst werden, damit der Effekt der Geschosslage ohne Verzerrung geschätzt werden kann. Beim Vergleich der Ergebnisse im Erst- und Wiederverkauf wurde zudem deutlich ersichtlich, dass im Fragebogen eine Definition der Geschosslagen und Sondertypen erfolgen sollte, da diese offensichtlich für Laien im Wiederverkauf nicht selbsterklärend sind. Darüber hinaus sollte auch der Gebäudebegriff hinreichend definiert werden, um künftig einen systematischen Messfehler bei der Anzahl Wohneinheiten im Gebäude zu vermeiden. Hinsichtlich der Operationalisierung der Gebäudeart empfiehlt sich bei Wohnungen zudem künftig eine Erhebung der Gebäudestellung analog zur Erhebung bei Ein- und Mehrfamilienhäusern sowie eine größere Sorgfalt bei der Erhebung der Anzahl Vollgeschosse. Darüber hinaus wurde ersichtlich, dass durch den Abgleich historischer Kauffälle von Wohnungen im selben Gebäude innerhalb der automatisierten Kaufpreissammlung (AKS) ein bislang ungenutztes Potenzial zur Reduktion fehlender Angaben in Variablen zum Gebäude um teilweise mehr als 50 % besteht. Die Implementierung eines solchen Fallabgleichs innerhalb der AKS wird empfohlen.

Im Hinblick auf die Erhebung wurde empfohlen, künftig sowohl den Versand als auch den Rücklauf von Fragebögen hinreichend zu dokumentieren, sodass Rücklaufquoten berechnet werden können. Darüber hinaus wurde empfohlen, auch die Anzahl wiederholter Kontaktversuche mit/ohne Androhung von Zwangsgeld zu erfassen, um deren Auswirkung auf die

Rücklaufquoten zu analysieren und hieraus die optimale Anzahl von Kontaktversuchen vor Androhung von Zwangsgeld abzuleiten. Des Weiteren bietet sich auch eine Erfassung des jeweiligen Datums von Versand und Rücklauf an, um die Rücklaufdauer analysieren und hiermit die wiederholten Kontaktversuche zeitlich optimieren zu können.

## Ausblick

Im ersten Kapitel wurde ersichtlich, dass die wesentlichen Herausforderungen aktuell in Karlsruhe und auf regionaler Ebene in Bezug auf die Schaffung erforderlicher Datengrundlagen für die Marktanalyse in der Schätzung und Fortschreibung von Indexreihen für die Miete, die Kaufpreise sowie auch für die Bodenpreise bestehen.

Die größte Herausforderung dürfte ein Mietpreisindex darstellen. Bezüglich der Erhebung der Mieten ist die Auswahlpopulation zwar deutlich größer als bei Transaktionen bebauter und insbesondere unbebauter Grundstücke. Transaktionen werden jedoch durch den Gutachterausschuss bereits laufend erhoben. Eine Erhebung zum Mietspiegel erfolgt prinzipiell nur alle 4 Jahre und in Karlsruhe erst seit 2013. Ein Mietpreisindex dürfte nicht ohne Mitwirkung und Kooperation der Mieter-, Vermieter- und Maklerverbände machbar sein. Unabhängig davon würde künftig auch jede Bemühung um eine Harmonisierung der Datenmodelle des Mietspiegels und der Kaufpreisanalyse zu einer Verbesserung für die Marktwertermittlung führen.

Letzteres gilt sowohl auf lokaler als auch auf nationaler Ebene. Beispielsweise wurde im Rahmen der letzten Novelle der Sachwertrichtlinie erstmals ein Modernisierungsgrad eingeführt und andererseits der Ausstattungsstandard neu definiert.<sup>1</sup> Ersteres ist positiv, da die Einbeziehung des Modernisierungsgrades im Rahmen der Kaufpreisanalyse zur Vermeidung oder Verminderung des Problems mit zunehmendem Baualter steigender Fehler führen kann. Die Neudefinition des Ausstattungsstandards hingegen steht im Widerspruch zu den nationalen Empfehlungen zur Berücksichtigung der energetischen Beschaffenheit von Wohneinheiten im

---

<sup>1</sup>Vgl. hierzu Anlage 2 SW-RL und SW-RL.

Mietspiegel.<sup>2</sup> Empfehlungen zum Mietspiegel fordern zu Recht eine getrennte Erfassung und Berücksichtigung klassischer Ausstattungsmerkmale und der energetischen Beschaffenheit. Die Neudefinition des Ausstattungsstandards im Rahmen der Sachwertrichtlinie beruht hingegen auf einer gemeinsamen Erfassung, wobei zugleich eine Übergewichtung der energetischen Beschaffenheit gegenüber klassischen Ausstattungsmerkmalen im Vergleich zur alten Definition des Ausstattungsstandards erfolgt. Hier wäre es zumindest für die künftigen Kaufpreismodelle besser gewesen, bei der alten Definition des Ausstattungsstandards zu verbleiben und stattdessen eine zusätzliche Variable zur energetischen Beschaffenheit zu definieren.

Insbesondere sollte seitens der Gesetzgeber zudem berücksichtigt werden, dass jegliche Eingriffe in das bestehende Datenmodell der Gutachterausschüsse letztlich gravierende und teilweise irreversible Folgen nach sich ziehen können. Dies wird im Rahmen dieser Arbeit daran deutlich, dass letztlich selbst bei einer Vollerhebung je nach Teilmarkt bereits Daten aus mindestens 2 bis 8 Jahren zu aggregieren wären, um hinreichend gute Schätzfunktionen für die Marktwertermittlung abzuleiten. Entsprechend ergibt sich bei Änderungen des Datenmodells ein relativ langer Zeitraum, bevor erstmals hinreichend gute Kaufpreismodelle auf Basis des neuen Datenmodells geschätzt werden können.

Insgesamt stellt die Verbesserung der lokalen Wohnimmobilienmarktstatistik ein sehr spannendes Feld und insbesondere auch ein sehr breites Feld der angewandten Ökonometrie dar, sodass sich hier geradezu eine langfristige Kooperation zwischen dem Karlsruher Institut für Technologie und der Stadt Karlsruhe sowie den lokalen Interessenverbänden anbieten würde.

---

<sup>2</sup>Vgl. hierzu BMVBS 2013.

# Literaturverzeichnis

- AAPOR (2016): *Standard definitions: Final dispositions of case codes and outcome rates for surveys*. 9. Auflage. Oakbrook Terrace: American Association for Public Opinion Research (URL: [https://www.aapor.org/AAPOR\\_Main/media/publications/Standard-Definitions20169theditionfinal.pdf](https://www.aapor.org/AAPOR_Main/media/publications/Standard-Definitions20169theditionfinal.pdf)).
- AKAIKE, H. (1973): Information theory as an extension of the maximum likelihood principle. In PETROV, B.N./CSAKI, F. (HRSG.): *Proceedings Second International Symposium on Information Theory*. Budapest, S. 267–281.
- AKOGA (2015): *Immobilienmarktbericht Deutschland 2015 der Gutachterausschüsse in der Bundesrepublik Deutschland*. Oldenburg: Arbeitskreis der Gutachterausschüsse und Oberen Gutachterausschüsse in der Bundesrepublik Deutschland (AK OGA) (URL: <http://www.immobiliemarktbericht-deutschland.info/download/116617>).
- ALGINA, J./OLEJNIK, S. (2000): Determining Sample Size for Accurate Estimation of the Squared Multiple Correlation Coefficient. *Multivariate Behavioral Research*, 35 Nr. 1, S. 119–137.
- ALLEN, D. M. (1971): Mean square error of prediction as a criterion for selecting variables. *Technometrics*, 13 Nr. 3, S. 469–475.
- ALLISON, P. D. (2001): *Missing Data*. Sage University Papers. Series: *Quantitative Applications in the Social Sciences*, No. 7–136. Thousand Oaks, London, New Delhi: SAGE Publications.
- AUER, L. VON (2016): *Ökonometrie. Eine Einführung*. 7. Auflage. Berlin, Heidelberg: Springer Gabler.



- BALL, M./LIZIERI, C./MACGREGOR, B. (1998): *The Economics of Commercial Property Markets*. London, New York: Routledge.
- BESLEY, D. A./KUH, E./WELSCH, R. E. (1980): *Regression diagnostics: Identifying influential data and sources of collinearity*. New York: John Wiley & Sons.
- BIEMER, P. P./LYBERG, L. E. (2003): *Introduction to survey quality*. Hoboken, New Jersey: John Wiley & Sons.
- BMVBS (2013): *Hinweise zur Integration der energetischen Beschaffenheit und Ausstattung von Wohnraum in Mietspiegeln. Arbeitshilfen für die kommunale Mietspiegelerstellung*. Berlin: Bundesministerium für Verkehr, Bau und Stadtentwicklung [http://www.bbsr.bund.de/BBSR/DE/Veroeffentlichungen/BMVBS/Sonderveroeffentlichungen/2013/DL\\_Mietspiegel.pdf?\\_\\_blob=publicationFile&v=2](http://www.bbsr.bund.de/BBSR/DE/Veroeffentlichungen/BMVBS/Sonderveroeffentlichungen/2013/DL_Mietspiegel.pdf?__blob=publicationFile&v=2)).
- BMVBW (2002): *Hinweise zur Erstellung von Mietspiegeln*. Berlin: Bundesministerium für Verkehr, Bau- und Wohnungswesen [http://www.bbsr.bund.de/BBSR/DE/Veroeffentlichungen/Sonderveroeffentlichungen/2014/DL\\_HinweiseErstellungMietspiegel\\_neu.pdf?\\_\\_blob=publicationFile&v=3](http://www.bbsr.bund.de/BBSR/DE/Veroeffentlichungen/Sonderveroeffentlichungen/2014/DL_HinweiseErstellungMietspiegel_neu.pdf?__blob=publicationFile&v=3)).
- BOLDSSEN, C./HILL, P. (2004): Calculating Consumer Price Indices in Practice. In *Consumer price index manual: Theory and practice*. Geneva: International Labour Organization, S. 153–177.
- BORTZ, J./SCHUSTER, C. (2010): *Statistik für Human- und Sozialwissenschaftler*. 7. Auflage. Berlin, Heidelberg: Springer.
- BOX, G. E. P./COX, D. R. (1964): An analysis of transformations. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, 26 Nr. 2, S. 211–252.
- BRACHINGER, H. W. (2002): *Statistical Theory of Hedonic Price Indices*. Faculté des sciences économiques et sociales, Université de Fribourg – Working Paper DQE 01 [http://doc.rero.ch/record/30792/files/WP\\_DQE\\_01.pdf](http://doc.rero.ch/record/30792/files/WP_DQE_01.pdf)).

- BURNHAM, K. P./ANDERSON, D. R. (2004): Multimodel inference: understanding AIC and BIC in model selection. *Sociological methods & research*, 33 Nr. 2, S. 261–304.
- CLARKE, B./FOKOUÉ, E./ZHANG, H. H. (2009): *Principles and theory for data mining and machine learning*. New York: Springer Science & Business Media.
- COHEN, J. (1988): *Statistical power analysis for the behavioral sciences*. 2. Auflage. Hillsdale, New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates.
- COHEN, J. (1992): A power primer. *Psychological bulletin*, 112 Nr. 1, S. 155–159.
- COHEN, J. ET AL. (2003): *Applied multiple regression/correlation analysis for the behavioral sciences*. 3. Auflage. New York: Routledge.
- CRIBARI-NETO, F. (2004): Asymptotic inference under heteroskedasticity of unknown form. *Computational Statistics & Data Analysis*, 45 Nr. 2, S. 215–233.
- DECHENT, J. (2004): Preisstatistische Erfassung des selbstgenutzten Wohnungseigentums. Zur Entwicklung eines Häuserpreisindex. *Wirtschaft und Statistik*, 11/2004, S. 1295–1305.
- DECHENT, J. (2006a): Zur Entwicklung eines Baukostenindex. *Wirtschaft und Statistik*, 2/2006, S. 172–181.
- DECHENT, J. (2006b): Häuserpreisindex. Entwicklungsstand und aktualisierte Ergebnisse. *Wirtschaft und Statistik*, 12/2006, S. 1285–1295.
- DECHENT, J. (2008a): Häuserpreisindex. Projektfortschritt und erste Ergebnisse für bestehende Wohngebäude. *Wirtschaft und Statistik*, 1/2008, S. 69–81.
- DECHENT, J. (2008b): Häuserpreisindex. Ergebnisse für 2007 und erste Resultate für Transferkosten. *Wirtschaft und Statistik*, 10/2008, S. 875–885.
- DECHENT, J. (2010): Häuserpreise. Ergebnisse für 2009. *Wirtschaft und Statistik*, 10/2010, S. 939–944.

- DECHENT, J. (2011): Preisindizes für Wohnimmobilien. Neues Lieferprogramm, Wägungsschema und Ergebnisse für 2010. *Wirtschaft und Statistik*, 11/2011, S. 1126–1134.
- DECHENT, J. (2012): Preisindizes für Wohnimmobilien. Ergebnisse für 2011 und Einführung eines Online-Erhebungsverfahrens. *Wirtschaft und Statistik*, 10/2012, S. 891–896.
- DIEWERT, E. (2013a): Decomposing an RPPI into Land and Structures Components. In EUROSTAT (HRSG.): *Handbook on Residential Property Price Indices*. Luxembourg: Eurostat (URL: <http://dx.doi.org/10.1787/9789264197183-10-en>), S. 81–99.
- DIEWERT, E. (2013b): Elements for a Conceptual Framework. In EUROSTAT (HRSG.): *Handbook on Residential Property Price Indices*. Luxembourg: Eurostat (URL: <http://dx.doi.org/10.1787/9789264197183-5-en>), S. 21–36.
- DIEWERT, W. E. (2009): The Paris OECD-IMF Workshop on Real Estate Price Indexes: Conclusions and Future Directions. In DIEWERT, W. E. ET AL. (HRSG.): *Price and Productivity Measurement: Volume 1 – Housing*. Trafford Press (URL: <http://www.indexmeasures.ca/V1%20FCh6%2004,03,09%20Diewert%20ECD.pdf>), S. 87–116.
- DIEWERT, W. E. (2010): *Alternative approaches to measuring house price inflation*. Department of Economics, University of British Columbia, Vancouver – Discussion Paper 10-10 (URL: [https://econ.sites.olt.ubc.ca/files/2013/06/pdf\\_paper\\_erwin-diewert-10-10-alternative-approaches.pdf](https://econ.sites.olt.ubc.ca/files/2013/06/pdf_paper_erwin-diewert-10-10-alternative-approaches.pdf)).
- DIEWERT, W. E. ET AL. (2009): XMPI Calculation in Practice. In *Export and Import Price Index Manual: theory and practice*. Washington: International Monetary Fund, S. 230–268.
- DIPASQUALE, D./WHEATON, W. C. (1992a): The cost of capital, tax reform, and the future of the rental housing market. *Journal of Urban Economics*, 31 Nr. 3, S. 337–359.
- DIPASQUALE, D./WHEATON, W. C. (1992b): The markets for real estate assets and space: A conceptual framework. *Real Estate Economics*, 20 Nr. 2, S. 181–198.

- DiPASQUALE, D./WHEATON, W. C. (1994): Housing Market Dynamics and the Future of Housing Prices. *Journal of Urban Economics*, 35 Nr. 1, S. 1–27.
- DiPASQUALE, D./WHEATON, W. C. (1996): *Urban economics and real estate markets*. New Jersey: Prentice Hall.
- DOUGLAS, H. (2013): Induktives Risiko und Werte in den Wissenschaften. In SCHURZ, G./CARRIER, M. (HRSG.): *Werte in den Wissenschaften. Neue Ansätze zum Werturteilsstreit*. Berlin: Suhrkamp, S. 143–173, Deutsche Übersetzung von DOUGLAS, R. (2000): Inductive Risk and Values in Science. In *Philosophy of Science*, 67, Nr. 4, S. 559–579.
- DÖRING, N./BORTZ, J. (2016): *Forschungsmethoden und Evaluation in den Sozial- und Humanwissenschaften*. 5. Auflage. Berlin, Heidelberg: Springer.
- DUAN, N. (1983): Smearing estimate: a nonparametric retransformation method. *Journal of the American Statistical Association*, 78 Nr. 383, S. 605–610.
- EICKER, F. (1963): Asymptotic normality and consistency of the least squares estimators for families of linear regressions. *Annals of Mathematical Statistics*, 34 Nr. 2, S. 447–456.
- EICKER, F. (1967): Limit theorems for regressions with unequal and dependent errors. In *Proceedings of the fifth Berkeley symposium on mathematical statistics and probability*. Band 1, Berkeley: University of California Press, S. 59–82.
- ESCHWEILER, M./EVANSCHITZKY, H./WOISETSCHLÄGER, D. (2007): Ein Leitfaden zur Anwendung varianzanalytisch ausgerichteter Laborexperimente. *WiSt-Wirtschaftswissenschaftliches Studium*, 36 Nr. 12, S. 546–554.
- EU (2013): Verordnung (EU) Nr. 93/2013 der Kommission vom 1. Februar 2013 zur Festlegung von Durchführungsbestimmungen zu der Verordnung (EG) Nr. 2494/95 des Rates über harmonisierte Verbraucherpreisindizes im Hinblick auf die Schaffung von Preisindizes für selbst genutztes Wohneigentum. *Amtsblatt der Europäischen Union*, L33/14 vom 2. Februar 2013, S. 14–16.

- EU (2016): Verordnung (EU) Nr. 2016/792 des Europäischen Parlamentes und des Rates vom 11. Mai 2016 über harmonisierte Verbraucherpreisindizes und den Häuserpreisindex sowie zur Aufhebung der Verordnung (EG) Br. 2494/95 des Rates. *Amtsblatt der Europäischen Union*, L135/11 vom 24. Mai 2016, S. 11–38.
- EUROSTAT (2012): *Detailed Technical manual on Owner-Occupied Housing for Harmonised Index of Consumer Prices. Draft. Version 2*. Luxembourg: Eurostat, March 2012 [⟨URL: http://ec.europa.eu/eurostat/documents/272892/272983/Detailed\\_Technical\\_Manual\\_on\\_Owner-Occupied\\_Housing-v2.pdf⟩](http://ec.europa.eu/eurostat/documents/272892/272983/Detailed_Technical_Manual_on_Owner-Occupied_Housing-v2.pdf).
- EUROSTAT (2013a): *Handbook on residential property prices indices (RPIs)*. Luxembourg: Publications Office of the European Union [⟨URL: http://dx.doi.org/10.1787/9789264197183-en⟩](http://dx.doi.org/10.1787/9789264197183-en).
- EUROSTAT (2013b): *Methodological manual referred to in Commission Regulation (EU) No 93/2013. Owner-Occupied Housing Price Indices. House Price Indices*. Luxembourg: Eurostat, February 2013b [⟨URL: http://ec.europa.eu/eurostat/documents/272892/272983/Methodological\\_manual\\_referred\\_in\\_Reg\\_93\\_2013.pdf⟩](http://ec.europa.eu/eurostat/documents/272892/272983/Methodological_manual_referred_in_Reg_93_2013.pdf).
- FAHRMEIR, L. ET AL. (2016): *Statistik: Der Weg zur Datenanalyse*. 8. Auflage. Berlin, Heidelberg: Springer-Verlag.
- FAHRMEIR, L./KNEIB, T./LANG, S. (2009): *Regressionsmodelle. Modelle, Methoden und Anwendungen*. 2. Auflage. Berlin, Heidelberg: Springer.
- FAUL, F. ET AL. (2009): Statistical power analysis using G\*Power 3.1: Tests for correlation and regression analysis. *Behavior Research Methods*, 41 Nr. 4, S. 1149–1160.
- FAUL, F. ET AL. (2007): G\*Power3: A flexible statistical power analysis programm for the social, behavioral, and biomedical sciences. *Behavior Research Methods*, 39 Nr. 2, S. 175–191.
- FENWICK, D. (2013): Uses of Residential Property Price Indices. In EUROSTAT (HRSG.): *Handbook on Residential Property Price Indices*. Luxembourg: Eurostat [⟨URL: http://dx.doi.org/10.1787/9789264197183-4-en⟩](http://dx.doi.org/10.1787/9789264197183-4-en), S. 15–20.

- FENWICK, D./DIEWERT, E./HAAN, J. DE (2013): Recommendations. In EUROSTAT (HRSG.): *Handbook on Residential Property Price Indices*. Luxembourg: Eurostat (URL: <http://dx.doi.org/10.1787/9789264197183-14-en>), S. 155–160.
- FISHER, J. D./HUDSON-WILSON, S./WURTZEBACH, C. H. (1993): Equilibrium in commercial real estate markets: Linking space and capital markets. *The Journal of Portfolio Management*, 19 Nr. 4, S. 101–107.
- FLETCHER, M./GALLIMORE, P./MANGAN, J. (2000): Heteroscedasticity in hedonic house price models. *Journal of Property Research*, 17 Nr. 2, S. 93–108.
- FOX, J. (2008): *Applied Regression Analysis and Generalized Linear Models*. 2. Auflage. Los Angeles, London, New Delhi, Singapoore, Washington DC: SAGE Publications.
- FOX, J./MONETTE, G. (1992): Generalized collinearity diagnostics. *Journal of the American Statistical Association*, 87 Nr. 417, S. 178–183.
- FOX, J./WEISBERG, S. (2011): *An R companion to applied regression*. 2. Auflage. Los Angeles, London, New Delhi, Singapoore, Washington DC: SAGE Publications.
- GAAB, W./HEILEMANN, U./WOLTERS, J. (2013): *Arbeiten mit ökonometrischen Modellen*. Heidelberg: Springer-Verlag.
- GAK (2011): *Immobilienmarktbericht Karlsruhe 2010*. Karlsruhe: Gutachterausschuss für die Ermittlung von Grundstückswerten und sonstige Wertermittlungen in Karlsruhe (URL: [http://www.karlsruhe.de/b3/bauen/gutachterausschuss/grundstuecksmarktber/HF\\_sections/content/ZZk0nduocRY82S/ZZk0nnsswpyInJ/IMB\\_KA\\_2010\\_Internet.pdf](http://www.karlsruhe.de/b3/bauen/gutachterausschuss/grundstuecksmarktber/HF_sections/content/ZZk0nduocRY82S/ZZk0nnsswpyInJ/IMB_KA_2010_Internet.pdf)).
- GARDEREN, K. J. VAN/SHAH, C. (2002): Exact interpretation of dummy variables in semilogarithmic equations. *The Econometrics Journal*, 5 Nr. 1, S. 149–159.
- GILES, D. E. (2011): *Interpreting dummy variables in semi-logarithmic regression models: exact distributional results*. Department of Economics, University of Victoria – Working Paper EWP

- 1101 [URL: http://web.uvic.ca/~dgiles/downloads/working\\_papers/ewp1101.pdf](http://web.uvic.ca/~dgiles/downloads/working_papers/ewp1101.pdf).
- GILES, D. E. A. (1982): The interpretation of dummy variables in semi-logarithmic equations: Unbiased estimation. *Economics Letters*, 10 Nr. 1-2, S. 77–79.
- GOODMAN, A. C./THIBODEAU, T. G. (1995): Age-related heteroskedasticity in hedonic house price equations. *Journal of Housing Research*, 6 Nr. 1, S. 25–42.
- GOODMAN, A. C./THIBODEAU, T. G. (1997): Dwelling-age-related heteroskedasticity in hedonic house price equations: An extension. *Journal of Housing Research*, 8 Nr. 2, S. 299–317.
- GROVES, R. M. (2006): Nonresponse Rates and Nonresponse Bias in Household Surveys. *Public Opinion Quarterly*, 70 Nr. 5, S. 646–675.
- GROVES, R. M./LYBERG, L. (2010): Total survey error: Past, present, and future. *Public opinion quarterly*, 74 Nr. 5, S. 849–879.
- GROVES, R. M./PEYTCHEVA, E. (2008): The Impact of Nonresponse Rates on Nonresponse Bias: A Meta-Analysis. *Public Opinion Quarterly*, 72 Nr. 2, S. 167–189.
- GRUNWALD, S./KRAUSE, A. (2004): Umgang mit fehlenden Angaben in der Gebäude- und Wohnungszählung 2011. *Wirtschaft und Statistik*, 08/2014, S. 437–449.
- GUJARATI, D. N. (2009): *Basic econometrics*. New York: Tata McGraw-Hill Education.
- HAAN, J. DE/DIEWERT, E. (2013a): Hedonic regression methods. In EUROSTAT (HRSG.): *Handbook on Residential Property Price Indices*. Luxembourg: Eurostat [URL: http://dx.doi.org/10.1787/9789264197183-7-en](http://dx.doi.org/10.1787/9789264197183-7-en), S. 49–64.
- HAAN, J. DE/DIEWERT, E. (2013b): Stratification or Mix Adjustment Methods. In EUROSTAT (HRSG.): *Handbook on Residential Property Price Indices*. Luxembourg: Eurostat [URL: http://dx.doi.org/10.1787/9789264197183-6-en](http://dx.doi.org/10.1787/9789264197183-6-en), S. 37–48.

- HACKL, P. (2013): *Einführung in die Ökonometrie*. 2. Auflage. München: Pearson Deutschland GmbH.
- HALVORSEN, R./PALMQUIST, R. (1980): The interpretation of dummy variables in semilogarithmic equations. *American economic review*, 70 Nr. 3, S. 474–75.
- HANSEN, C. B. ET AL. (2004): PPI Calculation in Practice. In *Producer price index manual: theory and practice*. Washington: International Monetary Fund, S. 213–250.
- HASTIE, T./TIBSHIRANI, R./FRIEDMAN, J. (2009): *The elements of statistical learning: data mining, inference, and prediction*. 2. Auflage. New York: Springer.
- HEMPEL, C. G. (2013): Wissenschaft und menschliche Werte. In SCHURZ, G./CARRIER, M. (HRSG.): *Werte in den Wissenschaften. Neue Ansätze zum Werturteilsstreit*. Berlin: Suhrkamp, S. 118–140, Deutsche Übersetzung von *Science and Human Values*. Erstmals erschienen in: SPILLER, R. E. (HRSG.)(1960): *Social Control in a Free Society*, University of Pennsylvania Press, Philadelphia, S. 39–64. Wiederabgedruckt in: HEMPEL, C. G.(1965): *Aspects of Scientific Explanation*, Free Press, New York, S. 81–96.
- HENDERSHOTT, P. H./SHILLING, J. D. (1980): *The economics of tenure choice: 1955-79*. National Bureau of Economic Research, Cambridge – NBER Working Paper No. 543 (URL: <http://www.nber.org/papers/w0543>).
- HILL, R. (2011): *Hedonic Price Indexes for Housing*. Paris: OECD Publishing – OECD Statistics Working Papers 2011/01 (URL: <http://dx.doi.org/10.1787/5kghzxpt6g6f-en>).
- HILL, R. J. (2013): Hedonic Price Indexes for Residential Housing: A Survey, Evaluation and Taxonomy. *Journal of Economic Surveys*, 27 Nr. 5, S. 879–914.
- HOFFMANN, J./LORENZ, A. (2006): *Real Estate Price Indices for Germany: Past, Present and Future*. Paris: OECD – Paper for the OECD-IMF Workshop 7 (URL: <https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.970241>).



- HUBER, F./MEYER, F./LENZEN, M. (2014): *Grundlagen der Varianzanalyse: Konzeption-Durchführung-Auswertung*. Wiesbaden: Springer.
- HUBER, P. J. (1967): The behavior of maximum likelihood estimates under nonstandard conditions. In *Proceedings of the fifth Berkeley symposium on mathematical statistics and probability*. Band 1, Berkeley: University of California Press, S. 221–233.
- HURVICH, C. M./ TSAI, C.-L. (1991): Bias of the corrected AIC criterion for underfitted regression and time series models. *Biometrika*, 78 Nr. 3, S. 499–509.
- ILO (2004): *Consumer price index manual: Theory and practice*. Geneva: International Labour Office.
- IMF (2004): *Producer price index manual: Theory and practice*. 5. Auflage. Washington, D. C.: International Monetary Fund.
- JAMES, G. ET AL. (2013): *An introduction to statistical learning: with Applications in R*. New York: Springer Science & Business Media.
- KELLEY, K. (2007a): Confidence intervals for standardized effect sizes: Theory, application, and implementation. *Journal of Statistical Software*, 20 Nr. 8, S. 1–24.
- KELLEY, K. (2007b): Methods for the behavioral, educational, and social sciences: An R package. *Behavior Research Methods*, 39 Nr. 4, S. 979–984.
- KELLEY, K. (2008): Sample size planning for the squared multiple correlation coefficient. Accuracy in parameter estimation via narrow confidence intervals. *Multivariate Behavioral Research*, 43 Nr. 4, S. 524–555.
- KELLEY, K./MAXWELL, S. E. (2003): Sample size for multiple regression: obtaining regression coefficients that are accurate, not simply significant. *Psychological methods*, 8 Nr. 3, S. 305–321.
- KELLEY, K./MAXWELL, S. E. (2008): Sample size planning with applications to multiple regression. Power and accuracy for omnibus and targeted effects. In ALASUUTARI, P./BICKMAN, L./BRANNEN, J. (HRSG.): *The SAGE handbook of social research methods*. London: SAGE. – Kapitel 11, S. 167–192.

- KELLEY, K./MAXWELL, S. E. (2012): Sample size planning. In COOPER, H. ET AL. (HRSG.): *APA handbook of research methods in psychology, Vol. 1. Foundations, planning, measures, and psychometrics*. Oxford: American Psychological Association. – Kapitel 11, S. 181–202.
- KENNEDY, P. E. (1981): Estimation with correctly interpreted dummy variables in semilogarithmic equations. *American Economic Review*, 71 Nr. 4, S. 801–801.
- KEOGH, GEOFFREY (1994): Use and investment markets in British real estate. *Journal of property Valuation and Investment*, 12 Nr. 4, S. 58–72.
- LOHR, S. L. (2010): *Sampling: design and analysis*. 2. Auflage. Boston, MA: Brooks/Cole.
- LONG, J. S./ERVIN, L. H. (2000): Using heteroscedasticity consistent standard errors in the linear regression model. *The American Statistician*, 54 Nr. 3, S. 217–224.
- MACKINNON, J. G. (2013): Thirty years of heteroskedasticity-robust inference. In CHEN, X./SWANSON, N. R. (HRSG.): *Recent advances and future directions in causality, prediction, and specification analysis. Essays in Honor of Halbert L. White Jr.* New York: Springer, S. 437–461.
- MACKINNON, J. G./WHITE, H. (1985): Some heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimators with improved finite sample properties. *Journal of econometrics*, 29 Nr. 3, S. 305–325.
- MAXWELL, S. E. (2000): Sample size and multiple regression analysis. *Psychological methods*, 5 Nr. 4, S. 434–458.
- MILLER, D. M. (1984): Reducing transformation bias in curve fitting. *The American Statistician*, 38 Nr. 2, S. 124–126.
- NEYMAN, J./SCOTT, E. L. (1960): Correction for bias introduced by a transformation of variables. *The Annals of Mathematical Statistics*, 31 Nr. 3, S. 643–655.

- O'BRIEN, R. G./CASTELLOE, J. (2007): Sample size analysis for traditional hypothesis testing: concepts and issues. In DMITRIENKO, A./CHUANG-STEIN, C./D'AGOSTINO, R.B. (HRSG.): *Pharmaceutical Statistics Using SAS: A Practical Guide*. Cary, NC: SAS Press. – Kapitel 10, S. 237–271.
- POTERBA, J. M. (1984): Tax subsidies to owner-occupied housing: an asset-market approach. *The quarterly journal of economics*, 99 Nr. 4, S. 729–752.
- POTERBA, J. M. (1992): *Taxation and housing: Old questions, new answers*. National Bureau of Economic Research, Cambridge – NBER Working Paper No. 3963 (URL: <http://www.nber.org/papers/w3963>).
- RAMALHO, E. A./RAMALHO, J. J. S. (2011): *Hedonic functions, hedonic methods, estimation methods and Dutot and Jevons house price indexes: are there any links*. Department of Economics, Universidade de Évora – Working Paper (URL: [http://cefup.fep.up.pt/uploads/eco%20seminars/2012/JoaquimRamalho\\_20\\_Apr.pdf](http://cefup.fep.up.pt/uploads/eco%20seminars/2012/JoaquimRamalho_20_Apr.pdf)).
- RUDNER, R. (2013): Der Wissenschaftler qua Wissenschaftler fällt Werturteile. In SCHURZ, G./CARRIER, M. (HRSG.): *Werte in den Wissenschaften. Neue Ansätze zum Werturteilsstreit*. Berlin: Suhrkamp, S. 108–117, Deutsche Übersetzung von RUDNER, R. (1953): The Scientist Qua Scientist Makes Value Judgments. In *Philosophy of Science*, 20, Nr. 1, S. 1–6.
- RYAN, T. P. (1997): *Modern regression methods*. New York: John Wiley & Sons.
- SCHITTICH, C. (2010): Das flache Dach - eine Entwicklungsgeschichte. In SEDLBAUER, K. ET AL. (HRSG.): *Flachdach Atlas: Werkstoffe, Konstruktionen, Nutzungen*. Berlin, Basel: Birkhäuser, S. 10–21.
- SCHNELL, R./HILL, P. B./ESSER, E. (2011): *Methoden der empirischen Sozialforschung*. 9. Auflage. München: Oldenbourg Wissenschaftsverlag GmbH.
- SCHURZ, G. (2013): Wertneutralität und hypothetische Werturteile. In SCHURZ, G./CARRIER, M. (HRSG.): *Werte in den Wissenschaften. Neue Ansätze zum Werturteilsstreit*. Berlin: Suhrkamp, S. 305–334.

- SHAO, JUN (1993): Linear model selection by cross-validation. *Journal of the American statistical Association*, 88 Nr. 422, S. 486–494.
- SMITHSON, M. (2003): *Confidence Intervals. Sage University Papers. Series: Quantitative Applications in the Social Sciences, No. 7–140.* Thousand Oaks, London, New Delhi: SAGE Publications.
- STBA (2015a): *Metadatenreport. Produkt 2. Gebäude- und Wohnungszählung Zensus 2011.* Düsseldorf, Berlin-Brandenburg: Forschungsdatenzentren der Statistischen Ämter des Bundes und der Länder (URL: [http://www.forschungsdatenzentrum.de/bestand/zensus\\_2011/metadaten\\_produk\\_2.pdf](http://www.forschungsdatenzentrum.de/bestand/zensus_2011/metadaten_produk_2.pdf)).
- STBA (2015b): *Zensus 2011. Methoden und Verfahren.* Wiesbaden: Statistische Ämter des Bundes und der Länder (URL: [https://www.zensus2011.de/SharedDocs/Downloads/DE/Publikationen/Aufsaetze\\_Archiv/2015\\_06\\_MethodenUndVerfahren.pdf](https://www.zensus2011.de/SharedDocs/Downloads/DE/Publikationen/Aufsaetze_Archiv/2015_06_MethodenUndVerfahren.pdf)).
- STBA (2015c): *Zensusdatenbank Zensus 2011. Ergebnisse dynamisch und individuell. Ort/Region: Karlsruhe, Stadt (Stadtkreis). Statistische Einheit: Gebäude. Merkmale: Art des Gebäudes und Zahl der Wohnungen im Gebäude.* Wiesbaden: Statistische Ämter des Bundes und der Länder (URL: <https://ergebnisse.zensus2011.de/>).
- STBA (2015d): *Zensusdatenbank Zensus 2011. Ergebnisse dynamisch und individuell. Ort/Region: Karlsruhe, Stadt (Stadtkreis). Statistische Einheit: Wohnungen. Merkmale: Art des Gebäudes und Zahl der Wohnungen im Gebäude.* Wiesbaden: Statistische Ämter des Bundes und der Länder (URL: <https://ergebnisse.zensus2011.de/>).
- STEIGER, J. H./FOULADI, R. T. (1992): R2: A computer program for interval estimation, power calculations, sample size estimation, and hypothesis testing in multiple regression. *Behavior Research Methods*, 24 Nr. 4, S. 581–582.
- STONE, M. (1974): Cross-validators choice and assessment of statistical predictions. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, 36 Nr. 2, S. 111–147.
- STONE, M. (1977): An asymptotic equivalence of choice of model by cross-validation and Akaike's criterion. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, 39 Nr. 1, S. 44–47.

- SUGIURA, N. (1978): Further analysts of the data by akaike's information criterion and the finite corrections: Further analysts of the data by akaïke's. *Communications in Statistics-Theory and Methods*, 7 Nr. 1, S. 13–26.
- THÖNI, H. (1969): A table for estimating the mean of a lognormal distribution. *Journal of the American Statistical Association*, 64 Nr. 326, S. 632–636.
- TRIPLETT, J. (2004): *Handbook on Hedonic Indexes and Quality Adjustments in Price Indexes*. OECD Publishing – OECD Science, Technology and Industry Working Papers 2004/09 [URL: http://dx.doi.org/10.1787/643587187107](http://dx.doi.org/10.1787/643587187107).
- WEISBERG, S. (2005): *Applied linear regression*. 3. Auflage. Hoboken, New Jersey: John Wiley & Sons.
- WHEATON, W. C. (1999): Real estate “cycles”: some fundamentals. *Real estate economics*, 27 Nr. 2, S. 209–230.
- WHITE, H. (1980): A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. *Econometrica*, 48 Nr. 4, S. 817–838.
- WOOLDRIDGE, J. M. (2013): *Introductory econometrics: A modern approach*. 5. Auflage. Clifton Park, NY: Cengage Learning.
- ZEILEIS, A. (2004): Econometric computing with HC and HAC covariance matrix estimators. *Journal of Statistical Software*, 11 Nr. 10, S. 1–17.